

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

ANDRÉ ABDALA

**PERSISTÊNCIA E DETERMINANTES DOS DESVIOS INFLACIONÁRIOS NO
BRASIL**

**VITÓRIA
2016**

ANDRÉ ABDALA

**PERSISTÊNCIA E DETERMINANTES DOS DESVIOS INFLACIONÁRIOS NO
BRASIL**

Dissertação apresentada ao
Programa de Pós-Graduação em
Economia da Universidade Federal
do Espírito Santo como requisito
para a obtenção do título de Mestre
em Economia.

**Orientador: Prof. Dr. Ricardo
Ramalhete Moreira**

**VITÓRIA
2016**

Dados Internacionais de Catalogação-na-publicação (CIP)
(Biblioteca Central da Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil)

Abdala, André, 1984-
A135p Persistência e determinantes dos desvios inflacionários no
Brasil / André Abdala. – 2016.
70 f. : il.

Orientador: Ricardo Ramalhete Moreira.
Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade
Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências Jurídicas e
Econômicas.

1. Política monetária - Brasil. 2. Inflação – Brasil. I. Moreira,
Ricardo Ramalhete. II. Universidade Federal do Espírito Santo.
Centro de Ciências Jurídicas e Econômicas. III. Título.

CDU: 330

ANDRÉ ABDALA

**PERSISTÊNCIA E DETERMINANTES DOS DESVIOS INFLACIONÁRIOS NO
BRASIL**

Dissertação apresentada ao
Programa de Pós-Graduação em
Economia da Universidade Federal
do Espírito Santo como requisito
para a obtenção do título de Mestre
em Economia.

Vitória, 01 de junho de 2016.

Prof. Dr. Ricardo Ramelhet
Moreira
Programa de Pós-Graduação em
Economia, UFES

Prof. Dr. Gutemberg Hespanha
Brasil
Programa de Pós-Graduação em
Economia, UFES

Prof. Dr. Rodolfo Tomás da
Fonseca Nicolay
Departamento de Economia,
Universidade Candido Mendes
(Rio)

À minha sobrinha
querida com todo o
carinho.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a minha família, em especial, aos meus pais pela estrutura material que sempre me proporcionaram, a qual permitiu que continuamente eu tivesse uma perspectiva positiva e um entusiasmo quanto aos projetos de vida, mesmo nos momentos difíceis. Também agradeço aos meus professores de curso, que faço questão de citar o Prof. Ricardo pela dedicada orientação e pelo zelo institucional num todo para com o Programa de Mestrado, bem como o Prof. Gutemberg pela dedicação em suas aulas e pela participação na banca de avaliação, e assim também agradeço ao Prof. Rodolfo Nicolay pela participação na banca. Igualmente agradeço à anterior secretária de curso, Lucinéia, à atual secretária, Liliana, e aos estagiários e terceirizados pela diligência, assim como inclusive agradeço aos meus colegas, particularmente, à Sílvia e à amizade do Bryan, da Edriely e da Dona Irma. Não poderia deixar de agradecer a minha última chefe de trabalho, Maria Cecília, pela sua generosidade para comigo, ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo, à Fundação de Amparo à Pesquisa do Espírito Santo (FAPES) pela concessão da bolsa de estudo, sem a qual a minha participação no curso teria se tornado impossível, e à gentileza do povo capixaba, um povo de fácil cumprimento e convivência.

RESUMO

Este trabalho realiza uma investigação econométrica acerca dos determinantes dos desvios inflacionários no Brasil, no período de Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014, através do uso de regressões por MQO e GMM. Em um primeiro momento, são levantados os elementos teóricos que explicam hipoteticamente a ocorrência de tais desvios no âmbito do regime de metas de inflação. Em sequência, é realizada uma revisão da literatura empírica para o Brasil com base em trabalhos que testaram o fenômeno inflacionário. Os resultados empíricos obtidos neste trabalho apontam para uma elevada inércia dos desvios de inflação no período estudado, com a contrapartida de efeitos da credibilidade de política monetária contrários ao esperado pela teoria. Ademais, uma análise de robustez identificou a presença do *trade-off* de curto prazo entre taxa de desocupação e desvios inflacionários, sugerindo que o BCB pode explorar estes canais para a mitigação dos desvios em relação à meta anunciada para a taxa de inflação. O trabalho ainda obteve resultados de que os condicionantes externos, tais como variações de preços de *commodities* e cambiais, não podem ser creditados como determinantes dos desvios inflacionários neste período de estudo, de modo que esses desvios, ao que tudo indica, estão ligados a fatores domésticos.

ABSTRACT

This work performs an econometric analysis on the determinants of inflation deviations in Brazil, from January 2003 to December 2014, through of OLS and GMM estimations. At first, the theoretical elements that hypothetically explain the occurrence of such deviations in the inflation targeting regime are lifted. In sequence, a review of the empirical literature for Brazil based on studies that tested the inflationary phenomenon. The empirical results of this study indicate a high inertia of inflation deviations in the period studied, with the consideration of the effects of monetary policy credibility contrary to the expected by theory. In addition, a robustness analysis identified the presence of trade-off in short-term between unemployment and inflation deviations, suggesting BCB can explore these channels to mitigate the deviations from the target announced for the inflation rate. The work also obtained results that external conditions, such as changes in commodity and currency prices, cannot be credited as determinants of inflation deviations in this period, so these deviations are linked to household factors.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Desvios da inflação observada e das expectativas de inflação frente à meta, com base no IPCA (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014).....	12
Gráfico 2 – Desvios de inflação	64
Gráfico 3 – Desvios da expectativa de inflação	64
Gráfico 4 – Taxa de câmbio	65
Gráfico 5 – Dívida líquida do setor público/PIB	65
Gráfico 6 – IC-Br.....	66
Gráfico 7 – IC-FMI	66
Gráfico 8 – IBC-Br	67
Gráfico 9 – Taxa de desocupação.....	67
Gráfico 10 – Taxa SELIC	68
Gráfico 11 – Índice de credibilidade de Tejada et al. (2014)	68
Gráfico 12 – Índice de credibilidade de Mendonça (2004)	69
Gráfico 13 – Índice de credibilidade de Cecchetti e Krause (2002).....	69

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas	40
Tabela 2 – Testes de raiz unitária – ADF, PP e DF-GLS	41
Tabela 3 – Desvio da inflação (π): MQO-New & West com variável de ICK (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014).....	44
Tabela 4 – Desvio da inflação (π): MQO-New & West com variável de IME (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014).....	45
Tabela 5 – Desvio da inflação (π): MQO-New & West com variável de ITE (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014).....	46
Tabela 6 – Desvio da inflação (π): GMM com variável de ICK (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014).....	48
Tabela 7 – Desvio da inflação (π): GMM com variável de IME (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014).....	49
Tabela 8 – Desvio da inflação (π): GMM com variável de ITE (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014).....	50
Tabela 9 – Desvio da inflação (π): GMM com variável de ICK em análise de robustez (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014).....	52
Tabela 10 – Desvio da inflação (π): GMM com variável de IME em análise de robustez (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014).....	53
Tabela 11 – Desvio da inflação (π): GMM com variável de ITE em análise de robustez (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014).....	54

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Síntese das literaturas empíricas.....	38
---	----

SUMÁRIO

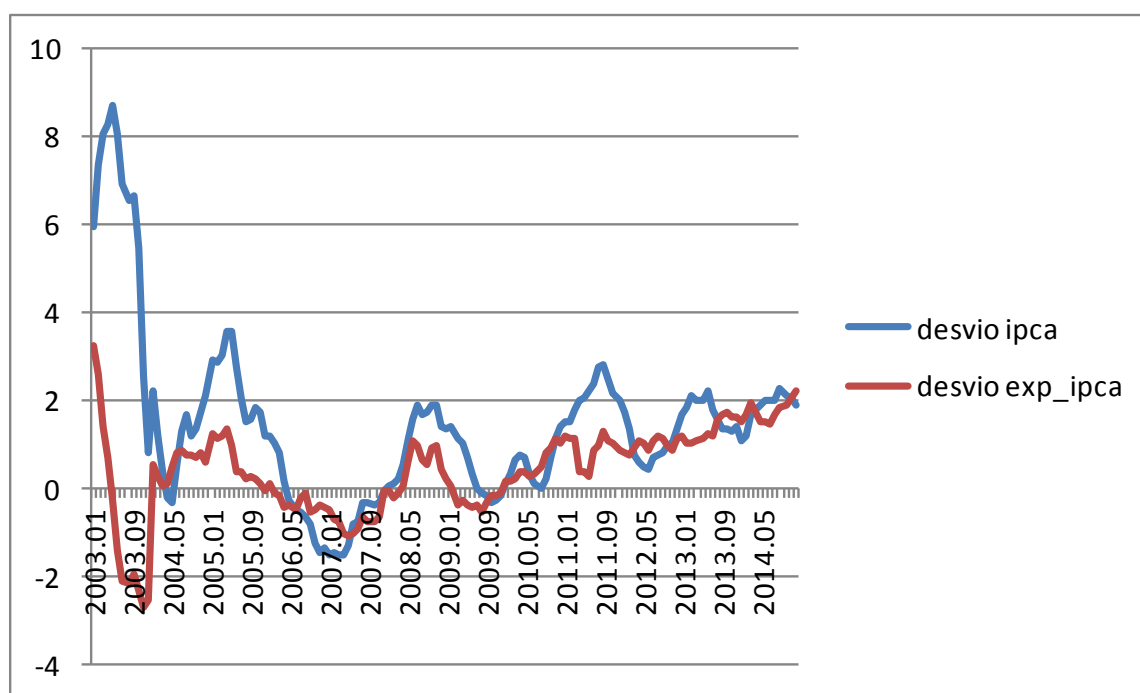
INTRODUÇÃO	12
1 DESVIOS INFLACIONÁRIOS NO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO: ASPECTOS TEÓRICOS.....	15
1.1 DESVIOS INFLACIONÁRIOS EM REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO	16
1.2 FATORES DETERMINANTES DA TAXA DE INFLAÇÃO.....	23
1.2.1 A Curva de Phillips	23
1.2.2 Credibilidade do Banco Central	25
1.2.3 Teria Fiscal do Nível de Preços	28
1.2.4 <i>Pass-through</i>	29
1.2.5 Uma versão geral dos desvios inflacionários	31
2 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA.....	32
3 IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA.....	39
3.1 DADOS	39
3.2 ESTRATÉGIA METODOLÓGICA.....	41
3.3 ANÁLISE DE RESULTADOS	43
3.3.1 Resultados por MQO.....	43
3.3.2 Resultados por GMM.....	47
3.3.3 Análise de Robustez.....	51
CONCLUSÃO.....	56
REFERÊNCIAS	57
APÊNDICE	64

INTRODUÇÃO

Durante o período em que o Brasil adotou oficialmente uma meta de inflação para o Banco Central (a partir de 1999), observou-se no país uma tendência a desvios inflacionários persistentes, ou seja, desvios da taxa de inflação ao consumidor em relação à meta inflacionária estabelecida como guia de política monetária, em especial quando observamos o ocorrido em anos mais recentes. Por outro lado, a literatura sobre *inflation targeting* mostra que um regime de metas para inflação eficiente está associado com a eliminação de tais desvios no longo prazo (Svensson, 1997; Ball, 1999a,b; Clarida *et al.* 1999; Woodford, 2003).

Isto significa que embora possa haver desvios inflacionários transitórios, como resposta à necessidade de acomodação ou flexibilidade diante de choques, em longo prazo esses desvios não podem persistir, a fim de que o regime de metas para inflação seja considerado eficiente e conquiste credibilidade para a política monetária.

Gráfico 1 – Desvios da inflação observada e das expectativas de inflação frente à meta, com base no IPCA (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014)



Fonte: Elaboração própria com dados do BCB. Observação: o desvio ipca refere-se à diferença entre inflação acumulada em doze meses e meta de inflação; e o desvio exp_ipca refere-se à diferença entre expectativa de inflação para doze meses e meta de inflação.

No Gráfico 1 é possível observar o comportamento dos desvios da inflação efetiva (acumulada nos últimos 12 meses) e das expectativas de inflação (acumulada para 12 meses à

frente), ambas em relação à meta de inflação, no período de Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014. Embora ambas as séries mostrem valores positivos e negativos ao longo do tempo, e mesmo iguais a zero em alguns meses, a partir de meados de 2010 os desvios iniciaram um processo de persistência positiva. De fato, a média do desvio da inflação efetiva no período como um todo foi de 1,43 (ou seja, em média, a inflação efetiva ficou 1,43 ponto percentual acima da meta de inflação no período Jan/2003-Dez/2014) e a média do desvio das expectativas foi de 0,43.

Este trabalho tem como principal objetivo investigar os determinantes dos desvios inflacionários no Brasil ao longo desse período de análise. Embora seja relativamente fácil encontrar trabalhos empíricos que estudaram os determinantes da taxa de inflação brasileira (Curva de Phillips), tais como Cysne (1985), Veloso *et al.* (2013), Ponzoni & Zilli (2015), não há ainda amplas evidências empíricas quando se deseja conhecer os fatores que afetam não o nível ou a variação da taxa de inflação, mas sim o nível dos desvios da inflação em relação à meta inflacionária. Embora sutil, a diferença é crucial porque, como mencionado, a eficiência de um regime de *inflation targeting* está em eliminar os desvios inflacionários. Como será argumentado, isto implica no ideal de que a série temporal de desvios inflacionários seja, do ponto de vista estatístico, um processo estocástico com média zero e variância constante, ideal este que pode não ser verificado na prática.

Barro e Gordon (1983) avaliam que existem dois tipos de regimes de políticas monetárias: a política pela regra e a política discricionária. Na primeira, a política tem como principal objetivo o controle da inflação em longo prazo. E na segunda a autoridade monetária tem a flexibilidade de atuar de modo oposto às expectativas dos agentes econômicos para obter ganhos de produto ou emprego em curto prazo. Contudo, a violação da regra tem como consequência a formação de expectativas de inflação com base em valores observados e não com base no objetivo anunciado pelas autoridades, de modo que há uma perda de bem-estar e maior custo inflacionário.

Neste sentido, Clarida *et al.* (1999) avaliam que a política ideal é a política sob o compromisso, pela melhor aderência da trajetória do produto à consecução da meta inflacionária. Já Svensson (1997) pondera que quanto maior o peso da estabilização do produto enquanto objetivo de política, maior a dificuldade para a convergência da inflação corrente ou futura à meta de inflação, de modo que a política ótima deve desconsiderar metas adicionais, como o produto e emprego em longo prazo.

De modo geral, a literatura que trata dos determinantes inflacionários está apoiada em alguma versão específica da Curva de Phillips. Dentre essas diversas especificações na literatura encontram-se os seguintes fatores que eventualmente determinam a dinâmica inflacionária:

- i) inércia inflacionária;
- ii) fatores ligados à atividade econômica, tais como taxa de desemprego e *gap* do produto;
- iii) fatores expectacionais, tais como as expectativas inflacionárias;
- iv) dinâmica cambial (efeito *pass-through*);
- v) custos ou choques de oferta, a exemplo da dinâmica dos preços de insumos e *commodities*;
- vi) fatores fiscais, a exemplo da dívida pública na hipótese da *Teoria Fiscal do Nível de Preços*.

Uma das contribuições deste trabalho será a de testar para a significância estatística destes fatores na determinação dos *desvios inflacionários* sob o regime de metas de inflação no Brasil. O trabalho está estruturado da seguinte maneira: no primeiro Capítulo, serão desenvolvidos os elementos pertinentes em nível teóricos, tais como os relativos à condição eficiência do regime de metas inflacionárias e aos determinantes inflacionários que são destacados pela literatura associada; já no segundo Capítulo, são levantadas, de modo não exaustivo, as evidências empíricas fornecidas pelos trabalhos que abordaram o tema aplicado ao Brasil; por fim, o último Capítulo traz seções relacionadas com a base de dados deste trabalho, a metodologia empírica e a análise dos resultados obtidas à luz de uma comparação com as evidências já existentes na literatura.

1. DESVIOS INFLACIONÁRIOS NO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO: ASPECTOS TEÓRICOS

Em tese, sob o regime de *inflation targeting* o objetivo do Banco Central no longo prazo é ancorar a inflação observada (Π) – entendida como a diferença entre o nível de preços atual e o nível de preços do período anterior ($P_t - P_{t-1}$) – na meta de inflação (Π^T), esta última fixada pela autoridade. Seja o comportamento da inflação expresso da seguinte maneira:

$$\Pi \sim (\Pi^T + \delta_{\Pi}^2) \quad (1)$$

Em que δ_{Π}^2 é a variância da inflação. Portanto, pode-se entender (1) como a *condição de eficiência* do regime de metas para inflação. Assim, a inflação observada converge para a meta de inflação e os desvios não apresentam tendência de mudança. Nesta situação, as expectativas de inflação $E[\Pi]$ são ancoradas na meta de inflação, tal que:

$$E[\Pi] = \Pi^T \quad (2)$$

Pode-se definir o desvio inflacionário então como a diferença entre a inflação observada e a meta de inflação. Sendo assim:

$$\pi = \Pi - \Pi^T \quad (3)$$

Em um regime de metas de inflação cuja condição de eficiência é satisfeita (1), tem-se que $\pi = 0$. No entanto, caso esta condição não seja satisfeita tem-se que $\pi \neq 0$, ou $\pi = k$, sendo k uma constante positiva ou negativa, o que caracteriza a *persistência* dos desvios. Portanto, quando o regime de metas de inflação é ineficiente, tem-se que:

$$\Pi \sim (\Pi^T + k, \delta_{\Pi}^2) \quad (4)$$

Logo, se a condição de eficiência não é satisfeita a inflação converge para um valor acima ou abaixo da meta de inflação, cujo *desvio persistente* é dado por k . A implicação disto é uma espécie de punição em termos de perda de credibilidade da meta de inflação, que deixa de ancorar as expectativas. Estas passam a se comportar tal que:

$$E[\Pi] = \Pi^T + k \quad (5)$$

Desta maneira, a fim de que o regime de metas para inflação consiga satisfazer a condição de eficiência e eliminar a persistência dos desvios, é fundamental identificar e testar para os possíveis determinantes desses desvios. Uma equação que explique o comportamento de k no tempo é muito bem-vinda, como forma de explicar as variáveis de controle desta perda social.

1.1 DESVIOS INFLACIONÁRIOS EM REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

Segundo Svensson (1997), o regime de metas de inflação reflete em uma estabilização da inflação por via de uma ancoragem da inflação corrente à sua meta. Este regime também serve como um mecanismo de compromisso potencial para reduzir ou eliminar a inflação e, em efeito, isso eleva à maior probabilidade de se manter a inflação baixa e estável. Desta forma, em conformidade com o autor, esse regime eleva as chances de ancoragem e estabilização das expectativas de inflação na meta inflacionária.

Sendo assim, Clarida *et al.* (1999) abordam que o comportamento do setor privado depende da trajetória esperada da política monetária, assim como da postura atual desta política. Uma vez que a credibilidade da política influencia de maneira relevante o comportamento dos agentes econômicos, os autores colocam em questão os possíveis ganhos com maior credibilidade, seja por compromissos formais, seja por algum arranjo institucional. Dessa forma, os autores avaliam a política ótima para o Banco Central sob o compromisso e sem o compromisso.

Por efeito, essa análise segue a ótica de Barro e Gordon (1983), os quais analisam que a política ótima é a que segue uma regra, em contraposição à política discricionária, na qual a autoridade monetária atua de modo oposto às expectativas dos agentes para obter ganhos em curto prazo (crescimento econômico e emprego), porém em longo prazo a autoridade monetária perde a credibilidade porque os agentes passam a não acreditar nas ações prometidas para a política, recrudescendo o desvio inflacionário. Com base na análise de Clarida *et al.* (1999), é possível especificar as seguintes equações:

$$\Pi_t = \lambda x_t + \beta E_t \Pi_{t+1} + u_t \quad (6)$$

$$x_t = -\varphi[i_t - E_t\Pi_{t+1}] + E_tx_{t+1} + g_t \quad (7)$$

$$\max -\frac{1}{2}E_t\{\sum_{i=0}^{\infty}\beta^i [\alpha(x_{t+i} - k)^2 + \Pi_{t+i}^2]\} \quad (8)$$

A equação (6) representa a Curva de Phillips¹, em que a inflação corrente depende do *gap* do produto (x_t) e da expectativa de inflação ($E_t\Pi_{t+1}$) no período seguinte; a Curva IS (eq. 7) mostra o processo de determinação do *gap* do produto, que depende negativamente da diferença entre a taxa de juros corrente (i_t) e a expectativa de inflação no período seguinte, e positivamente pela expectativa do *gap* do produto para o período seguinte. Ou seja, menor taxa de juros e maior expectativa de crescimento econômico ou de inflação ocasionam aumento em x_t ; a equação (8) reflete o objetivo do BC de maximização do bem-estar, que depende da eliminação dos *gaps* do produto e da inflação, ou do desvio da inflação em relação à sua tendência como colocado em Clarida *et al.* (1999). Todos os parâmetros são positivos e os termos u_t e g_t são termos de ruído branco.

Desse modo, uma vez que sob a discricção citada por Barro e Gordon (1983) o processo desinflacionário é mais custoso, Clarida *et al.* (1999) apresentam uma função objetivo para o problema clássico do viés inflacionário, como segue a equação (8). O k reflete o nível da discricionariedade da política. Sendo a variável $k \geq 0$, quanto menor o k , menor o desvio da inflação por intermédio da Curva de Phillips. Se o Banco Central atuar sob discricção, ou seja, $k > 0$, de modo a tornar o produto superior ao produto potencial ($Y_t > Y^P$), a política abre oportunidade para uma persistência inflacionária, na qual a trajetória da inflação se mantém acima da meta:

$$x_t^k = -\frac{\lambda}{\alpha}\Pi_t^k + k \quad (9)$$

Portanto, a equação (9) representa a condição otimização que liga as variáveis-meta, por uma relação inversa entre o *gap* do produto e inflação, sendo que na ausência de discricção $x_t^k = x_t$. Ainda:

¹ Na ótica da Curva de Phillips, o aumento do produto/emprego causa crescimento da inflação, ou seja, $\Pi(Y)$ ou então $P(Y)$. Também, nesta curva, em período corrente, a inflação passada passa a determinar a inflação presente porque os agentes adaptam o nível da inflação passada à esperada, do modo que $\Pi_t = \Pi_{t-1} + x_t$, sendo que $\Pi^e = \Pi_{t-1}$. Com efeito, $\Pi_{t+1} = \Pi^e + x_{t+1}$, logo $\Pi^e = \Pi_t$. Porém, na seção 2.2 há uma formalização mais abrangente para melhor compreensão desta curva.

$$\Pi^k = \Pi_t + \frac{\alpha}{\lambda} k \quad (10)$$

Em consequência, x_t e Π_t apresentam equilíbrio quando $k = 0$. Conforme já exposto, o k reflete o grau de discricção da política monetária. Desta forma, quando há discricção ($k > 0$) o *gap* do produto passa a ser positivo, porém sob o custo de uma persistência inflacionária, tanto maior quanto maior k .

Rogoff (1995) aponta para a escolha de um presidente do Banco Central avesso à inflação como meio facilitador de manutenção de uma inflação baixa e estável, ou ainda como mecanismo de minimização de k . Ou como trata Svensson (1997), a *meta de inflação conservadora*, isto é, a meta de inflação em um nível mais baixo permite melhor consistência para o objetivo da política monetária. A regra de juros pode ser em um primeiro momento colocada da seguinte forma:

$$i_t = \gamma_{\Pi} E_t \Pi_{t+1} + \frac{1}{\phi} g_t \quad (11)$$

Como resultado, em um aumento das expectativas de inflação, a política ótima eleva a taxa de juros, posto que a política ótima sob o compromisso reduz o x_{t+i} , enquanto a Π_{t+i} está acima da meta. Assim, o anúncio crível de reduzir o *gap* do produto no futuro diminui a inflação corrente, dada à dependência da inflação corrente ao *gap* do produto presente e também futuro (CLARIDA, GALÍ & GERTLER, 1999).

Já a política ótima sob a discricção pode permitir que o *gap* do produto futuro se amplie, depois de reduzir seu *gap* presente, uma vez que a inflação futura se ancore à meta inflacionária. Portanto, diferente da política sob a discricção, a política sob o compromisso explora a capacidade do Banco Central de influenciar a inflação corrente com valores do *gap* do produto presente e futuro (CLARIDA, GALÍ & GERTLER, 1999). Entretanto, como observam Clarida *et al.* (1999) e Svensson (1997), informações imperfeitas dificultam a tomada de decisão, como a estimação do produto potencial, o qual pode ser medido com um alto grau de erro. Uma vez que erros de estimação e os choques sobre a economia podem levar a problemas de monitoramento e de controle efetivo sobre as variáveis macroeconômicas pelo BC, pode existir persistência endógena na inflação, onde fatos antecedentes da política monetária influenciam a velocidade de convergência da inflação para a sua meta.

Por conseguinte, os autores desenvolvem as curvas de demanda agregada e de oferta agregada com a presença de persistência ou inércia, tal que:

$$x_t = -\varphi[i_t - E_t\Pi_{t+1}] + \theta x_{t-1} + (1 - \theta)E_t x_{t+1} + g_t \quad (12)$$

$$\Pi_t = \lambda x_t + \emptyset \Pi_{t-1} + (1 - \emptyset)\beta E_t \Pi_{t+1} + u_t \quad (13)$$

Acima nas equações os parâmetros θ e \emptyset representam um índice de influência de variáveis defasadas versus variáveis de valores futuros esperados. E quanto mais próximo da unidade esses parâmetros, maior o peso das variáveis defasadas e, conseqüentemente, do quadro de expectativas adaptativas ou *backward-looking*. Continuando:

$$x_t = -\frac{\lambda}{\alpha} [\Pi_t + \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t \Pi_{t+k}]$$

$$x_t = -\frac{\lambda}{\alpha(1-\beta a_{\Pi})} \Pi_t \quad (14)$$

$$\Pi_t = a_{\Pi} \Pi_{t-1} + a_u u_t \quad (15)$$

Como ainda apontam Clarida *et al.* (1999), os coeficientes a_{Π} e a_u são funções de parâmetros implícitos (α, λ, β e \emptyset), sendo que a_{Π} mede o grau de persistência inflacionária e deste jeito mede a velocidade de convergência da inflação à meta da política monetária. Também, observa-se a presença de k , como expoente do parâmetro implícito de β e inserido na variável temporal de Π_t , para indicar a presença do grau de discricção da política monetária a assim seu peso na persistência da inflação. Destarte, a magnitude de a_{Π} depende positivamente do grau de inércia inflacionária. Caso $\emptyset = 0$, logo $a_{\Pi} = 0$.

$$E_t \Pi_{t+1} = a_{\Pi} \Pi_t \quad (16)$$

De acordo com a igualdade acima, a persistência da inflação pode exercer peso sobre as expectativas de inflação. Também o coeficiente a_{Π} depende negativamente dos custos da inflação, medido em $1/\alpha$. Assim, sob a aversão inflacionária, a política ótima reduz o *gap* do produto agressivamente quando a inflação está acima da meta. Neste caso, perante à

persistência endógena da inflação, a contração da demanda por produto aumenta a velocidade de convergência da inflação para a sua meta. Logo, quanto maior a inércia, menos favorável o *trade-off* entre inflação e o produto, visto que requer uma política mais austera para contrair a demanda por produto e, com efeito, a inflação (CLARIDA, GALÍ & GERTLER, 1999).

Então, conforme Clarida *et al.* (1999), dado que a inércia inflacionária é endógena, a política sob o compromisso ou pela regra consegue uma redução mais rápida da inflação em direção à meta, comparada à política discricionária. Inclusive, Svensson (1997) pondera que diante do compromisso a política consegue ancorar as expectativas de inflação à meta da política. Por conseguinte, Clarida *et al.* (1999) apresentam uma função de reação do Banco Central, com base na Regra de Taylor², segundo à equação:

$$i_t^* = \alpha + \gamma_{\pi}(\pi_t - \pi^T) + \gamma_x x_t \quad (17)$$

O i_t^* representa a meta de taxa nominal de juros, o α representa uma soma entre as taxa real de juros de equilíbrio em longo prazo com a meta de inflação, ou seja, $\alpha = \bar{r} + \pi^T$, e os coeficientes γ_{π} e γ_x são maiores do que zero. No entanto, os autores desenvolvem uma função de reação para o quadro *forward-looking*, ou seja, um quadro em que as expectativas não são adaptativas, mas referentes a variáveis futuras esperadas.

$$i_t^* = \alpha + \gamma_{\pi}(E\pi_{t+1} - \pi^T) + \gamma_x x_t \quad (18)$$

Baseado no problema de discricionariedade da política monetária, no qual tanto Clarida *et al.* (1999), quanto Barro e Gordon (1983) tratam, Svensson (1997) adverte que metas adicionais são inconsistentes com o objetivos de meta de inflação, devido ao *trade-off* entre inflação e o produto.

Por metas intermediárias inconsistentes, Svensson (1997) compreende as metas temporárias, nas quais a política busca um nível de emprego acima do nível estrutural. Consequentemente, segundo o autor, o peso da estabilização do produto determina o quão rapidamente as expectativas de inflação se ancoram à meta de inflação.

Convergente à Svensson (1997), no regime de metas de inflação, ainda que se compreenda a inflação em si como objetivo da política monetária, há uma conexão entre este

² A Regra de Taylor é uma função de reação do Banco Central, em que a política ajusta o seu instrumento com base na variação, entre o produto corrente e o produto anterior, e na variação entre a inflação corrente e a inflação anterior, como segue: $i_t = \beta (Y_t - Y_{t-1}) + \delta (\pi_t - \pi_{t-1}) + u$, sendo que $\beta > 0$ e $\delta > 0$.

regime e a meta intermediária explícita de expectativas de inflação do Banco Central, a qual é mais controlável e pode ser mais observável que a própria taxa efetiva de inflação.

A partir disso, Svensson (1997) especifica seu modelo por um conjunto de três equações:

$$\Pi_{t+1} = \Pi_t + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 X_t + \varepsilon_{t+1} \quad (19)$$

$$L(\Pi_\tau) = \frac{1}{2}(\Pi_\tau - \Pi^T)^2 \quad (20)$$

$$E_t \Pi_{t+2} - \Pi^T = - \frac{\lambda}{\delta \alpha_1 K} E_t Y_{t+1} \quad (21)$$

Na equação (19) há uma representação da Curva de Phillips em que a inflação no período seguinte depende da inflação presente, além do produto, da variável exógena X presente e do choque aleatório ε_t . Ou seja, a trajetória da inflação futura depende da inflação e do produto corrente, como exposto por Clarida *et al.* (1999)³. Já α_1 é um coeficiente positivo e α_2 é um coeficiente não-negativo.

Então, com base em Svensson (1997), o Banco Central usa a taxa de juros, a qual alcança o produto com a defasagem de um ano e a inflação em dois anos, com o intuito de reduzir a função perda, ou seja, o desvio quadrático da inflação futura (Π_τ) em relação à meta, como expõe a equação (20).

Assim, consoante o autor, uma vez que o Banco Central não tem controle pleno sobre inflação devido à ocorrência de choques, então não é conveniente reduzir o desvio quadrático realizado, mas somente o desvio quadrático esperado. Com isso, diante da função de reação da política para $E_t \Pi_{t+2}$, caso a expectativa de inflação exceda a meta, a autoridade monetária eleva a taxa de juros⁴ até haver uma igualação entre expectativas de inflação e a meta inflacionária, ou sejam, até que $E_t \Pi_{t+2} = \Pi^T$.

Na sequência, Svensson (1997) não se concebe pensar o mesmo para o produto ou para uma meta de crescimento econômico, pelo motivo de que a política não afeta o produto em longo prazo. Por consequência, o autor representa o peso da estabilização do produto no

³ O Y nas equações de Svensson (1997) representa o logaritmo do produto. E a inflação é a diferença entre o log do preço no período atual e log do preço no período imediatamente anterior.

⁴ A taxa de juros a que o autor se refere é a taxa “repo” real ($i_t - \Pi_t$). Isto é, a taxa nominal de juros menos a inflação.

desvio da expectativa de inflação em referência à meta. Tem-se o coeficiente $K \geq 1$. E $\frac{\lambda}{\delta\alpha_1 K}$ é crescente no peso relativo da estabilização do produto (λ) e decrescente na existência do *trade-off* entre inflação e produto (α_1). E $E_t \Pi_{t+2}$ se iguala à meta quando $E_t Y_{t+1}$ for igual à taxa natural.

$$E_t Y_{t+1} = \frac{1}{\alpha_1} (E_t \Pi_{t+2} - E_t \Pi_{t+1}) \quad (22)$$

Uma vez que a expectativa do produto depende do *gap* de expectativa de inflação, no qual se diminui com o aumento de α_1 , segundo a equação (22), com efeito, o menor peso da estabilização do produto torna o ajuste mais rápido da inflação em direção à meta, a despeito da maior variabilidade do produto (SVENSSON, 1997). Distintivamente de Svensson (1997) e Clarida *et al.* (1999), Ball (1999) estende o modelo de meta de inflação de economia fechada para economia aberta, posto que, de acordo com o autor, a política monetária afeta a economia através da taxa de câmbio também, assim como pela taxa de juros⁵.

O autor considera o efeito da taxa de câmbio na inflação através dos preços de importação, além de ser o canal mais rápido para reduzir a inflação, visto que, a taxa de juros afeta a inflação em dois períodos, enquanto a taxa de câmbio alcança a mesma em um único período. Desse modo, Ball (1999) define $\Pi + \gamma e_{t-1}$ como uma meta de inflação em longo prazo (Π^*), a qual é uma combinação entre inflação e taxa de câmbio defasada.

A Π^* também pode ser interpretada, conforme o autor, como a expectativa de inflação em longo prazo, na qual o produto permanece no nível estrutural ou natural ou, mesmo, como uma medida de inflação que filtra os efeitos diretos, porém temporários da taxa de câmbio. Então, consoante o autor, sob a hipótese de Curva de Phillips em uma economia fechada, a expectativa de inflação está em função da inflação corrente. Contudo, em uma economia aberta a inflação se altera porque a taxa de câmbio eventualmente retorna para seu nível em longo prazo. Ou seja, em uma apreciação a inflação cai e vice-versa. Entretanto, o efeito é transitório. Assim sendo, Ball (1999) propõe que meta de inflação em longo prazo estrita, isto é, a meta de inflação sem ajustes graduais, pode minimizar a variância de $\Pi + \gamma e_{t-1}$. Seja:

$$\Pi^* = \Pi_{t-1}^* + \alpha Y_{t-1} + \eta \quad (23)$$

⁵ Ball (1999), diferente dos autores tratados anteriormente nesta seção, não dá muita ênfase aos desvios da inflação. Porém, o autor trata dos impactos que a taxa de câmbio pode ter sobre a inflação pelo canal do produto, ao mesmo tempo em que demonstra seu uso para o êxito da meta de inflação.

O autor adverte que amplas flutuações na taxa de câmbio geram amplas flutuações no produto. Porém, na equação (23)⁶ a taxa de câmbio está eliminada, só que permanece de modo implícito na meta de inflação de longo prazo. Deste modo, a Π^* não é influenciada pela taxa de câmbio e, com isso, a política monetária usa o canal do produto para controlar a inflação, de modo que $E\Pi_{t+2}^* = 0$. Na prática, pode-se entender Π^* como uma inflação expurgada dos efeitos transitórios da taxa de câmbio. Em conformidade com Ball (1999), na prática as economias sob o regime de metas de inflação não formalizam o ajuste da taxa de câmbio, embora tais ajustes podem ocorrer implicitamente, de maneira a corrigir desvios da inflação, em relação à meta.

1.2 FATORES DETERMINANTES DA TAXA DE INFLAÇÃO

1.2.1 A Curva de Phillips

Em conformidade com Veloso *et al.* (2013), este trabalho apresenta como base para a determinação da inflação a Curva de Phillips, a qual considera originalmente, entre fins de 1960 até a década de 1970, a relação negativa entre nível de desemprego e taxa de crescimento do salário nominal.

A partir de 1980, há uma nova relação da Curva de Phillips, na qual se compreende a relação negativa entre inflação e desemprego. Então, em referência à Curva de Phillips original, Veloso *et al.* (2013) apresenta a equação em que a taxa de crescimento de salários (g_w) depende do *gap* entre a taxa de desemprego corrente (U_t) e a taxa de desemprego natural (U_n).

$$g_w = -\beta(U_t - U_n) \quad (24)$$

Se o desemprego aumenta face ao desemprego natural, há um excesso de oferta que reduz a taxa de crescimento de salários. Uma vez que os salários fazem parte dos custos de produção pelas firmas, estas repassam os mesmos sob a forma de maiores produtos de bens e serviços, dado o *markup*. De modo que:

⁶ Conforme Ball (1999) explicita, a equação 23 segue os moldes da Curva de Phillips de economia fechada, só que utiliza a inflação em longo prazo ao invés de inflação em curto prazo.

$$\Pi = -\beta(U_t - U_n) \quad (25)$$

Não obstante, a ocorrência dos choques do petróleo na década de 1970 provocou maior inflação sem que a causa fosse o aumento dos custos relativos do trabalho, de forma que a Curva de Phillips original não conseguia mais explicar de maneira adequada o fenômeno inflacionários da década de 70, sobretudo nos países desenvolvidos. Pelo que o componente de expectativas é introduzido enquanto variável explicativa:

$$\Pi_t = \Pi_t^e - \beta(U_t - U_n) + \mu_t \quad (26)$$

Assim, com base em Ball e Mazumber (2014), na equação acima a *Curva de Phillips Aceleracionista* incorpora expectativas adaptativas, já que os agentes corrigem a previsão de inflação corrente ante a inflação passada, isto é, $\Pi_t^e = \Pi_{t-1}$. Ou:

$$\Pi_t = \Pi_{t-1} - \beta(U_t - U_n) + \mu_t \quad (27)$$

Logo, como trata Veloso *et al.* (2013), perante a variável de inflação esperada, o *trade-off* entre inflação e desemprego não se torna mais estático, pois os agentes passam a corrigir as suas expectativas inflacionárias. Diante da ponderação de Veloso et al. (2013) de que a Curva de Phillips pode ser analisada com base na oferta agregada, ao incorporar as expectativas de inflação, Ponzoni e Zilli (2015) consideram os choques de oferta.

$$\Pi_t = \beta_1 \Pi_{t-1} + \beta_2 E(\Pi_{t+1}) - \beta_3 U_t + \beta_4 O_t + \varepsilon_t \quad (28)$$

Portanto, de acordo com Ponzoni e Zilli (2015) a inflação corrente depende da inflação passada, da expectativa de inflação futura, do choque de oferta (O_t), o qual pode ser representado por um choque cambial, pelo fato de uma depreciação no câmbio causar elevação da inflação, e do termo de erro (ε_t).

1.2.2 Credibilidade do Banco Central

De acordo com Moreira (2013a), o Banco Central com maior grau de credibilidade implementa uma política monetária mais eficiente, já que a política alcança seu objetivo com menor custo social referente à volatilidade de variáveis relevantes, como o emprego e o produto.

Portanto, conforme o autor trata, muitos trabalhos associam a ancoragem das expectativas de inflação ao regime de metas, em razão deste regime ser mais crível e transparente, uma vez que mantém maior comunicação com o público. Concomitantemente, Levin (2004 *apud* MOREIRA, 2013a) observa que o regime de metas de inflação permite menor dependência do processo de inflação esperada da inflação passada.

$$C_t = \beta\psi_t^b + (1 - \beta)\psi_t^f \quad (29)$$

Em consonância com Lalonde (2005), a equação (29) demonstra que o grau de credibilidade (C_t) tem o peso de expectativas *backward-looking* (ψ_t^b) e expectativas *forward-looking* (ψ_t^f). De acordo com Moreira (2013a), o peso ou predominância de cada expectativa na dinâmica da inflação depende do nível de memória inflacionária, isto é, do grau de sensibilidade do público aos desvios da inflação passada.

Então, ao tornar a expectativa de inflação menos sensível à inflação defasada, o Banco Central pode controlar a dinâmica inflacionária com menor custo social. Desta forma, o maior nível de credibilidade da política apresenta menor sensibilidade da expectativa do público aos desvios da inflação passada, de modo que há um maior peso da ancoragem da expectativa de inflação à meta da política monetária. Em efeito, a existência de maior credibilidade enseja maior flexibilidade da política em mudar a taxa de juros sem causar grandes mudanças em outras variáveis econômicas e, assim, menor *trade-off* entre inflação e crescimento econômico, pelo fato de as expectativas estarem ancoradas à meta de inflação (MOREIRA, 2013a).

Sob a compreensão da relação endógena da credibilidade do Banco Central na dinâmica inflacionária, Moreira (2013a) afirma que numa baixa credibilidade, qualquer desvio da inflação em relação à meta causa desvio da expectativa de inflação, inércia inflacionária e nova perda de credibilidade.

$$C_t = \sum_{i=0}^n a^i |1/r_{t-1-i}| + u_t \quad (30)$$

A equação (30) apresenta a dependência do grau de credibilidade em relação ao desvio (r) da taxa real de juros observada face à taxa natural de juros⁷. O choque aleatório com média e variância constante ou ruído branco se representa pelo u_t e o n representa um número relevante de *lags*. Neste caso, a credibilidade está associada aos erros de política monetária, sendo tais erros entendidos como os desvios da taxa real de juros em cada período. No entanto, uma vez que a estimação da taxa natural de juros não é direta e fácil, levando a problemas de monitoramento e informação, a credibilidade poderia ser medida como:

$$C_t = \sum_{i=0}^n a^i |1/\pi_{t-1-i}| + \sum_{i=0}^n b^i |1/y_{t-1-i}| + u_t \quad (31)$$

Assim, a credibilidade cresce com a redução dos desvios do produto e da inflação em períodos passados e observados pelo público. De maneira a simplificar ainda mais a análise, uma equação de credibilidade foi proposta como:

$$C_t = \delta C_{t-1} + (1 - \delta) \left[\frac{|\alpha|\pi_{t-1}|-1|}{\alpha|\pi_{t-1}|+1} \right] \quad (32)$$

O *gap* do produto não está presente porque a estimação do mesmo pelo público também está sujeita a problemas operacionais, visto que o produto potencial não é consensual entre o público. Assim, a credibilidade cresce com a redução dos desvios inflacionários. Observa-se que o autor insere um coeficiente inercial positivo (δ), o qual indica a presença de memória inflacionária crescente quando seu valor diminui.

E, também como trata o autor, o parâmetro α contribui tanto para penalizar o Banco Central quando este apresenta baixa credibilidade, quanto para beneficiar a autoridade monetária quando esta apresenta alta credibilidade. Dessa maneira, quando há alta credibilidade, ou seja, $C_{t-1} \geq C^T$, em que C^T representa um nível crítico de credibilidade, a equação (32) trabalha com α_1 . E quando há baixa de credibilidade, isto é, $C_{t-1} < C^T$, a mesma equação trabalha com α_2 .

⁷ Moreira (2013a) compreende que a taxa natural de juros (i^n) é a taxa que permite igualar produto corrente e produto potencial e, inclusive, inflação e meta de inflação, diferentemente do que em geral trata a taxa natural de juros como a taxa que permite o crescimento econômico não inflacionário.

Uma vez que o grau de credibilidade varia entre zero e um, por consequência se $C_t = 1$, então $\pi_{t-1} = 0$. Porém, a equação (32) se apresenta para os casos gerais, ou seja, $C_t \neq 1$. Por sua vez, as expectativas de inflação seguem o processo:

$$E_t[\pi_{t+1}] = (1 - C_{t-1})(\pi_{t-1}) \quad (33)$$

Assim, de acordo com o autor, se $C_t = 1$, independentemente do nível de desvio de inflação em t-1, o desvio de inflação esperada no período t+1 ($E_t[\pi_{t+1}]$) é igual a zero. De outro modo, se $C_t < 1$, conforme a redução do grau de credibilidade há maior sensibilidade do desvio de expectativa de inflação em t+1 ao desvio da inflação em t-1. O comportamento da demanda é descrito por uma curva IS dinâmica e estocástica e a oferta por uma curva de Phillips novo-keynesiana:

$$y_t = m(y_{t-1}) - n(r_{t-1}) + \eta_t \quad (34)$$

$$\pi_t = E_t(\pi_{t+1}) + \varpi(y_{t-1}) + g_t \quad (35)$$

Em que o *gap* do produto depende de seu desvio defasado, além do desvio da taxa real de juros defasada. O desvio inflacionário depende das expectativas quanto a este desvio no futuro e do *gap* do produto defasado. Os parâmetros m , n e ϖ são positivos, g_t é um choque de oferta ou um choque aleatório com média zero e variância constante (ruído branco) e η_t é um choque de demanda e também um ruído branco. Após algumas substituições entre as equações, Moreira (2013a) define:

$$\pi_t = \left\{ 1 - [\delta C_{t-1} + (1 - \delta) \left(\frac{|\alpha|\pi_{t-1}|-1|}{|\alpha|\pi_{t-1}|+1|} \right)] \right\} (\pi_{t-1}) + \varpi(y_{t-1}) + g_t \quad (36)$$

Deste modo, observa-se que o desvio inflacionário é afetado positivamente pelos desvios defasados da inflação, do produto e pelo choque de oferta; e negativamente pela credibilidade, a qual possui comportamento endógeno e não-linear, na medida em que o parâmetro α sofre mudanças de acordo com o grau de credibilidade face ao nível crítico de credibilidade. Nos casos de plena credibilidade ($C_t = 1$), o desvio inflacionário não apresenta inércia, sendo afetado apenas pelos desvios defasados do produto e pelos choques de oferta. Com base neste arcabouço, a estimação do coeficiente entre chaves na expressão (36)

(chamemos de β), que correlaciona π_{t-1} a π_t , permitiria uma inferência quanto ao grau de credibilidade de um determinado Banco Central, visto que $C_t = 1 - \beta$.

1.2.3 Teoria Fiscal do Nível de Preços

Em conformidade com Woodford (2001), o nível de preços ótimo corresponde ao equilíbrio intertemporal do orçamento do governo, quer dizer, quando o valor real do passivo líquido do governo se iguala ao valor presente do superávit primário esperado⁸.

De modo próximo, em referência ao nível ótimo de meta inflacionária, Pires (2006, p. 8) afirma *que a meta ótima é uma função do grau de restrição que o equilíbrio fiscal impõe ao comportamento do banco central*. Seja a seguinte restrição intertemporal simplificada por:

$$S_t = \frac{T_t}{P_t} - G_t = \frac{B_t}{P_t} \quad (37)$$

Em que há uma equivalência entre o superávit primário (S_t) e o passivo real do governo ($\frac{B_t}{P_t}$), sendo que o superávit primário é a diferença entre a receita real do governo ($\frac{T_t}{P_t}$) e seus gastos (G_t) em valores reais. Possíveis desigualdades ou desequilíbrios podem ocorrer, porém a fim de que a restrição seja satisfeita em longo prazo, são necessários mecanismos de ajuste em curto prazo. Caso o governo não eleve o superávit primário na presença de aumento da dívida real, e supondo que o BC não emita moeda para este financiamento, a variável de ajuste será o nível de preços, ou seja, um aumento no nível de preços pode restaurar o equilíbrio ao diminuir o valor real dos ativos nominais em posse do público (WOODFORD, 2001).

Considerando o caso mais amplo, em que o BC pode emitir moeda para cobrir o pagamento de dívida pública e as expectativas quanto aos saldos fiscais e à política monetária são importantes, tem-se que:

⁸ Há outras óticas referentes à influência das variáveis fiscais na dinâmica inflacionária, como a Favero e Giavazzi (2004), os quais analisam, sob a ótica da dominância fiscal, que a taxa de juros é afetada pela variação do prêmio de risco porque a variação na taxa de câmbio move as expectativas de inflação, as quais observam a saída de capital e a variação do custo do serviço da dívida pública indexada ao câmbio com a depreciação. Portanto, quando o spread aumenta, o Banco Central eleva a taxa de juros. E a percepção do público por uma futura monetização da dívida pública em razão do maior spread pode influenciar diretamente nas expectativas de inflação. Ou, também, Gruben e Welch (2005) analisam, por meio da ótica do efeito deslocamento, a conexão entre o desequilíbrio fiscal e o aumento da inflação que, dada a maior procura por moeda, há um aumento da taxa de juros e queda no crescimento econômico. Em ambas as óticas, há uma relação monetária, na qual o governo pode se utilizar da senhoriagem que, por fim, isto tende a elevar a inflação, devido a maior procura por moeda com o aumento do passivo do governo via emissão de títulos públicos.

$$\frac{B_t}{P_t} = \sum_{i=1}^n \beta^i S_{t+i} + \sum_{i=1}^n \lambda^i \bar{m}_{t+i} + S_t + \bar{m}_t \quad (38)$$

O governo pode cobrir o passivo real com receitas provenientes do superávit primário corrente e futuro esperado e da emissão corrente e futura esperada de moeda (m) pelo BC, sendo β e λ coeficientes menores que 1, para desconto dos valores futuros. Na presença de dominância fiscal o governo se vale da emissão de moeda para a satisfação da restrição orçamentária, contudo ao preço de maior inflação (SARGENT & WALLACE, 1981). Havendo, por outro lado, autonomia do BC o governo precisa se ajustar ao passivo por meio dos saldos primários. Caso não o faça, pode haver um desequilíbrio em curto prazo, tal que $(\frac{B_t}{P_t})$ fique maior que o lado direito em (38). Na visão de Woodford (2001), isto será corrigido pelo aumento do nível de preços, que decorre de um “efeito riqueza” da dívida pública em crescimento, por parte dos detentores dos títulos do governo. Ao elevarem seu consumo, pressiona-se a taxa de inflação na economia, o que por sua vez, contribui para a queda do passivo real e eventual eliminação do desequilíbrio em curto prazo na equação. Neste caso, pode-se dizer que:

$$\Pi_t = f\left(\frac{B_t}{P_t}\right) \quad (39)$$

Por essa via, *ceteris paribus*, o nível da inflação Π_t está em função do passivo real governamental, sendo $f' > 0$. Consequentemente, quanto maior o passivo nominal, maior deve ser o nível de preços que permita diminuir o nível do passivo real e satisfazer a restrição do governo em médio prazo, refletindo-se em maior taxa de inflação.

1.2.4 *Pass-through*

O *pass-through* no jargão econômico, ou melhor, o *pass-through* cambial, é o efeito da taxa de câmbio na inflação, de maneira que uma desvalorização no câmbio nominal tende a elevar a taxa de inflação, e vice-versa. Ball (1999) analisa a relevância do canal do câmbio na determinação do *gap* do produto e da inflação, com implicações para regra de política monetária, uma vez que o BC ganha um canal de transmissão adicional da política monetária, por meio da correlação entre juros e câmbio.

Mendonça (2014) chama a atenção para o fato de o regime de metas de inflação em economias em desenvolvimento pode enfrentar problemas de dominância fiscal e de volatilidade cambial, o que pode causar instabilidade financeira e desvios inflacionários. Entretanto, a credibilidade da política monetária poderia reduzir a taxa de repasse cambial sobre a inflação.

$$\Pi_t = \beta_1 \Pi_{t-1} + \beta_2 \Pi_t^e + \beta_3 y_t + \beta_4 (e_t - e_{t-1}) + \mu_t \quad (40)$$

Sendo assim, a equação de Phillips apresenta uma configuração em que abrange a inflação observada, a inflação esperada, o *gap* do produto, a variação cambial ($e_t - e_{t-1}$) e o ruído branco μ_t .

Já Moreira (2014a) apresenta um modelo teórico em que relaciona a taxa de câmbio, inflação e reação da política monetária diante das metas inflacionárias, em uma economia exportadora líquida de *commodities*.

$$\Pi_t = \sum_{j=1}^n \tau_{-j} \Pi_{t-j} + E_t \sum_{j=0}^n \lambda_j \Pi_{t+j} + \sum_{j=1}^n q_{-j} Y_{t-j} + E_t \sum_{j=0}^n v_j Y_{t+j} + \varsigma_1 e_t + \varsigma_2 P_{t-1}^{com} + g_t \quad (41)$$

Todos os parâmetros são positivos, P_t^{com} é o nível dos preços das *commodities* e g_t é um choque de oferta (ruído branco). Os demais símbolos das variáveis respeitam o padrão tratado neste trabalho. Como o autor chama a atenção, em países importadores líquidos de *commodities* a taxa de câmbio e o P_t^{com} se movem na mesma direção, diferentemente do observado em economias exportadoras líquidas de *commodities*, em que o aumento de P_t^{com} diminui a inflação em virtude da apreciação cambial.

Não obstante, com base em Moreira (2013a, 2014a, 2015), a despeito da tendência da diminuição de P_t^{com} aumentar a inflação via desvalorização cambial numa economia exportadora líquida de *commodities*, quanto menor o gradualismo da política monetária e maior o peso dado à estabilização da inflação, menor o desvio inflacionário e mais crível a política. Assim, menos sensíveis são as expectativas de inflação aos efeitos do *pass-through*, resultantes das variações de P_t^{com} observadas.

1.2.5 Uma versão geral dos desvios inflacionários

Portanto, uma versão geral dos desvios da inflação, em relação à meta inflacionária, pode ser especificada a partir dos determinantes da taxa de inflação que são justificadas pela literatura associada. Assim, essa versão geral pode incluir o desvio observado da inflação, o desvio da inflação esperada, o *gap* do produto, a variação da taxa de câmbio, a variação dos preços das *commodities*, a variação do nível do passivo do governo em valores reais e o grau de credibilidade da política monetária.

$$\begin{aligned} \pi_t = & \left\{ 1 - [\delta C_{t-1} + (1 - \delta) \left(\frac{|\alpha|\pi_{t-1}|-1|}{|\alpha|\pi_{t-1}|+1|} \right)] \right\} (\pi_{t-1}) + \pi_t^e + \varpi(y_{t-1}) + \vartheta \left[\left(\frac{B_t}{P_t} \right) - \left(\frac{B_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \right] + \\ & \varsigma_1(e_t - e_{t-1}) + \varsigma_2(P_{t-1}^{com} - P_{t-2}^{com}) + g_t \end{aligned} \quad (42)$$

2. REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

Os primeiros estudos empíricos acerca dos determinantes inflacionários no Brasil datam da década de 70. Como uma primeira referência e com o objetivo de analisar a existência de aceleração inflacionária na economia brasileira, Lemgruber (1973) fez uso do método dos Mínimos Quadrados em Três Estágios (MQ3E) a partir de séries temporais anuais entre 1954-1971 e trimestrais entre o primeiro trimestre de 1958 e o segundo trimestre de 1972. Os resultados indicaram que não haveria *trade-off* entre inflação e produto no longo prazo, com base em elevados valores para a inércia inflacionária no país. Neste caso, o trabalho veio a confirmar a hipótese do efeito aceleracionista da inflação, hipótese mais provável para países com longo período de alta inflacionária, tal como a brasileira até meados dos anos 70, 80 e 90.

Por sua vez, Lopes (1982) investigou a relação entre a inflação e o nível de atividade econômica no Brasil, entre 1969 e 1981, a partir de três hipóteses de estratégia para o problema de estabilização de preços: i) Estratégia convencional: controle de demanda; ii) Estratégias alternativas: controle de preços ou de salários; iii) Desistir de combater a inflação. O autor usou como fonte para as séries de preços o *índice de preço por atacado* – disponibilidade interna (IPA – DI – indústria), medido pela Fundação Getúlio Vargas (FGV), e *índice nacional de preços ao consumidor* (INPC), medido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que servia de parâmetro para reajuste da política salarial.

Através de estimações por MQO e simulações com definição de parâmetros, os resultados mostraram que a estratégia de estabilização por controle de preços e salários seria a mais vantajosa, dada a existência de uma política salarial que determinava o padrão da inflação inercial e o fato de que os resultados demonstraram que o hiato do produto industrial teria pouco impacto na taxa de inflação.

Já Cysne (1985) procurou analisar o impacto das políticas de contenção inflacionária do *Programa de Ação Econômica do Governo* (PAEG) com regressões entre 1950 e 1983. O objetivo principal seria identificar qual método que permitia o arrefecimento da inflação com menor perda do produto. De maneira geral, os resultados obtidos levaram o autor a defender o uso dos instrumentos de determinação salarial do governo à época como mecanismos eficazes para o controle da inflação, em contraposição ao uso exclusivo de políticas monetárias-fiscais restritivas. As evidências do trabalho e as conclusões do mesmo corroboravam uma ideia amplamente difundida naquele momento histórico do país segundo a qual boa parte da

inflação teria como fonte fatores distributivos e de renda e salários, por meio dos mecanismos de indexação, o que resultava no padrão altamente inercial da inflação brasileira.

Mais recentemente, e após uma série de transformações institucionais e de política econômica pelas quais o Brasil passou no âmbito das décadas de 80 e 90, foram publicados diversos trabalhos que estudaram a dinâmica da inflação no período pós-Plano Real em particular. Tajra (2000), por exemplo, testou a Curva de Phillips na economia brasileira entre julho de 1994 e dezembro de 1999, com base na seguinte questão: *uma eventual redução do desemprego no Brasil atual causará algum impacto na inflação?* (TAJRA, 2000, p. 65). O método foi o de *Mínimos Quadrados Ordinários* (MQO) e os dados cobriram o nível nacional e regional (Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo).

Embora nas regressões os coeficientes relacionados ao desemprego tenham apresentado sinal negativo, confirmando a relação prevista pela teoria, os parâmetros não apresentaram significância estatística, de modo que não se confirmou a presença da Curva de Phillips para o período estudado na economia brasileira. No entanto, os coeficientes relacionados à inércia inflacionária foram todos positivos e significantes ao nível de 1%, o que indicaria memória inflacionária. Não obstante, os valores estimados foram todos menores do que um, de modo que o autor rejeitou a hipótese do modelo aceleracionista.

Seguindo os trabalhos mais atuais sobre a dinâmica inflacionária, Mendonça e Veiga (2012) avaliaram o impacto da liberalização financeira na dinâmica da inflação no Brasil, entre julho de 1999 e setembro de 2010, por meio dos métodos de *Mínimos Quadrados Ordinários* (MQO) e de *Momentos Generalizados* (GMM – *Generalized Method of Moments*), porque têm em questão se a maior liberalização financeira facilita a convergência da inflação corrente à sua meta. Basicamente, as estimações demonstraram que os desvios inflacionários no país seriam determinados positivamente pela taxa de câmbio e pela dívida pública, ao passo que a taxa de juros e os níveis de abertura financeira e de controle de capitais teriam efeito negativo sobre aquele desvio.

Por sua vez, Veloso *et al.* (2013) testaram se havia uma relação inversa entre inflação e desemprego na economia brasileira entre janeiro de 2002 e março de 2012. Para tanto, a metodologia utilizada foi a de *cointegração de Johansen* com modelo *Vetorial de Correções de Erros* (VEC). De acordo com as estimativas dos parâmetros de longo prazo do modelo, a relação entre inflação e desemprego não apresentou a relação esperada, além de não ser significativa estatisticamente ao nível de 5%. Já a inflação esperada apresentou relação positiva com a inflação e com significância estatística.

Por sua vez, segundo as estimativas dos parâmetros de curto prazo do modelo de correção de erros para a inflação, houve uma relação negativa entre inflação e desemprego, tal como esperado pela teoria, porém não significativa, e uma relação positiva e significativa entre inflação e inflação esperada. Os autores concluem que no período analisado não seria verificada a ocorrência da Curva de Phillips para o país, e que a inflação estaria associada ao processo expectacional.

Moreira (2013a) e Moreira (2013b) estudam o papel da credibilidade da política monetária na determinação das expectativas inflacionárias e da inflação observada. Moreira (2013a) faz uso de um experimento de simulação computacional a partir de um *Modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral* (*Dynamic stochastic general equilibrium – DSGE*), fundamentado no conceito de credibilidade não-linear e endógena. De maneira geral, as simulações demonstraram que choques de taxas de juros são traduzidos em desvios do produto e da inflação, assim como em mudanças do grau de credibilidade da política monetária. Os resultados também mostraram que o grau inicial de credibilidade da política monetária é um fator determinante da variabilidade do produto que se observa a partir daqueles choques.

Por sua vez, Moreira (2013b) teve como objetivo uma primeira aplicação econométrica de Moreira (2013a) para a economia brasileira, entre janeiro de 2005 e junho de 2011. Desta forma, como explicou o autor, foram implementadas regressões por MQO para estabelecer uma relação empírica entre expectativa de inflação e inflação observada. Já o Filtro de Kalman foi aplicado com o intuito de avaliar o comportamento dinâmico da correlação entre expectativa de inflação e inflação defasada, usada como *proxy* para o estabelecimento do grau de credibilidade da política monetária. Por fim, foi estimado um VAR para identificar a causalidade e a resposta dinâmica entre a variação da inflação e o grau de credibilidade.

Com efeito, Moreira (2013b) obteve resultados que corroboraram a hipótese teórica presente em Moreira (2013a), i.e. de que choques de credibilidade são seguidos temporalmente por diminuições das variações da taxa de inflação; por outro lado, choques nas variações desta taxa são acompanhadas por uma diminuição do grau de credibilidade da política monetária no período estudado. Isto significa que um aumento da taxa de inflação tem como efeito a elevação da sensibilidade das expectativas inflacionárias às variações inflacionárias observadas, o que dificulta processos de desinflação por meio do uso da taxa básica de juros.

Mendonça e Tostes (2014) avaliaram como o efeito *pass-through* na economia brasileira recebe a influência da credibilidade monetária e fiscal, entre janeiro de 2001 a novembro de 2013. Os resultados demonstraram que a credibilidade da política econômica é um fator importante pra a ancoragem das expectativas e que a credibilidade da política fiscal, em particular, é um instrumento mais eficiente para reduzir o efeito do *pass-through* na inflação. De certa maneira, os resultados do trabalho apontam para o fato, ressaltado pela literatura relacionada, de que a eficácia do regime de metas de inflação requer condições fiscais adequadas, tais como a estabilidade da razão dívida pública/PIB no longo prazo.

Por sua vez, Moreira (2014b) analisou o impacto das variações dos preços das *commodities* na inflação corrente e esperada e no nível do crescimento econômico no Brasil, entre janeiro de 2005 e maio de 2013, com o uso dos métodos VAR, *Autoregressive Moving Average* (ARMA), *Generalized Autoregressive Heterocedastic* (GARCH), cointegração/VEC, além do uso teste de causalidade de Granger. O autor busca responder como as flutuações dos preços das *commodities* afetam a inflação e a política monetária em curto e em longo prazo e, também, se o Banco Central tem reagido de modo eficiente para alterar a inflação face a essa dinâmica.

Conforme os resultados do VAR, e na interpretação do autor, a inflação é afetada diretamente (decisão do setor exportador/importador de *commodities* nos novos preços) e indiretamente (crescimento das expectativas de inflação) pelas variações dos preços das *commodities*, com base no teste de causalidade de Granger. Já a resposta do produto ao choque de preços de commodities foi positiva até o terceiro mês e deste mês ao quinto há desvio negativo suave, sugerindo que o produto não tem sido afetado pelo IC-BR em longo prazo.

Os coeficientes estimados para a equação de cointegração mostraram que uma maior volatilidade dos preços das *commodities* está associada a menores níveis de produto no Brasil. Tal resultado é apontado como algo previsto pela literatura sobre países exportadores-líquidos de *commodities*, uma vez que tais países são muito dependentes da estabilidade daqueles preços. Por fim, Moreira (2014b) verifica que uma maior volatilidade dos preços das *commodities* leva a uma maior expectativa de inflação no país.

Mais recentemente, Pozoni e Zilli (2015) aplicaram uma Curva de Phillips para descrever a dinâmica da inflação brasileira, entre janeiro de 2002 e abril de 2014. As variáveis do modelo foram as seguintes: inflação (*índice geral de preços do mercado* – IGP-M-FGV), taxa de desemprego medida pelo IBGE; choque de oferta representado pela taxa de câmbio

(R\$/US\$); e a expectativa de inflação representada pela previsão mediana de IGP-M dos agentes, com base no Relatório Focus do Banco Central.

De acordo com os resultados, a expectativa de inflação tem maior peso que a inflação passada na determinação da inflação corrente⁹. Em referência ao choque de oferta, uma depreciação cambial eleva a inflação, entretanto com impacto decrescente. Já com relação ao impacto do desemprego na inflação, os resultados demonstram presença de Curva de Phillips, porém de baixo impacto, segundo a avaliação dos autores. Todavia, deve-se ressaltar que Pozoni e Zilli (2015) observam que o coeficiente de determinação e a estatística F não indicam bom ajustamento do modelo, de modo que este explica apenas de modo parcial o processo inflacionário brasileiro no período de análise.

Ainda Moreira (2015) analisa a postura divergente da política monetária brasileira em relação à Regra de Taylor, entre janeiro de 2005 a maio de 2013, por meio dos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e de Momentos Generalizados (GMM – Generalized Method of Moments), uma vez que esta postura levaria a uma persistência inflacionária.

Como ao longo do período de análise há uma quebra estrutural entre 2008 e 2009, o autor inclui uma variável *dummy* (*subprime*), para o intervalo entre 11/2008 e 11/2009, de forte contração econômica. Assim, ao longo de seis estimações por MQO, o coeficiente inercial da taxa Selic apresentou significância em nível de 1% e seus valores foram de 0,992 a 1,013, o que denotou um excessivo grau de gradualismo da política monetária. Já os coeficientes de *forward-looking* não apresentaram significância estatística.

Com as estimações por GMM, manteve-se o resultado de elevado grau de inércia da política monetária, e os coeficientes relacionados à inflação (esperada e defasada) ficaram bem distantes do previsto pela literatura sobre regras de Taylor. A crise do subprime emerge como significativa estatisticamente nas estimações por GMM, indicando tendência de queda da Selic no período da crise. Todavia, a taxa de câmbio apresenta coeficiente negativo e significativo estatisticamente, indo de encontro ao previsto. De modo geral, conclui o autor, os resultados demonstram uma postura pró-cíclica da política monetária e divergente com os princípios de Taylor frente ao processo inflacionário no Brasil, o que explicaria o período de redução da taxa real de juros no país, a despeito dos desvios inflacionários observados. Neste

⁹ Os autores ponderam que o maior impacto da expectativa de inflação, em comparação com a inflação pretérita, na inflação corrente pode ser explicado pela teoria das expectativas racionais, na qual, segundo Carvalho (1973), as expectativas não são tendenciosas, devido aos erros aleatórios serem normais e pela existência de equivalentes de certeza que tornam o preço esperado, para o período $t+1$, semelhante ao preço esperado de equilíbrio em $t+1$.

sentido, a perda de eficiência da política monetária seria um condicionante da persistência desses desvios nos últimos anos.

Por fim, Gaglianone *et al.* (2015) estudaram a persistência inflacionária no Brasil entre janeiro de 1995 e abril de 2014, via método de Autorregressivo Quantil (*Quantile Autoregression* – QAR), visto que têm em questão qual é a dinâmica do IPCA sob à análise de raiz unitária local e global. Por intermédio da análise recursiva e de *rolling-window*, os resultados obtidos mostram em geral uma redução gradual da inércia inflacionária ao longo do tempo, o que os autores creditam ao regime de metas de inflação no país, visto que iniciam as estimações com dados de 01/1995 a 12/1998 e depois reestimam com o restante do período.

Quadro 1 – Síntese das literaturas empíricas

Autor	Período	Método	Pergunta	Resultado
Lemgruber (1973)	1954-1971 e I/1958-II/1972	MQO e MQ3E	Há aceleração inflacionária?	Existência de aceleração inflacionária.
Lopes (1982)	1969-1981	MQO	Qual a estratégia para estabilizar preços?	Controle via formula salarial. A variação do hiato do produto pouco impacta os preços industriais.
Cysne (1985)	1950-1983	MQO e VI	Qual melhor método para reduzir a inflação?	Política salarial afeta a inflação.
Tajra (2000)	07/1994-12/1999	MQO	A redução desemprego reduz a inflação?	Não há relação entre inflação e desemprego.
Mendonça (2004)	08/1994-04/2003	VAR	O que determina a dinâmica da dívida pública?	Estabilização de preços não é suficiente para reduzir dívida.
Mendonça e Veiga (2012)	07/2009-10/2010	MQO e GMM	A liberalização financeira reduz desvio da inflação?	Maior liberalização financeira facilita a ancoragem da inflação à meta.
Veloso et al. (2013)	01/2002-04/2012	VEC	Há relação inversa entre inflação e desemprego?	Existência de efeito-Phillips de pouco impacto.
Moreira (2013a)	Simulação	DSGE	A credibilidade tem relação endógena e não linear?	A relação não linear produz maior volatilidade nas variáveis, diante de choques, comparada à relação linear. Credibilidade tem relação endógena.
Moreira (2013b)	01/2005-06/2011	MQO e VAR	Qual é a relação entre credibilidade, expectativa de inflação e inflação passada?	As expectativas de inflação são afetadas pela inflação passada, mas em pequena magnitude.
Mendonça e Tostes (2014)	11/2001-09/2013	MQO e GMM	Como impacta a credibilidade no pass-through?	A maior credibilidade reduz o efeito do pass-through na inflação.
Moreira (2014b)	01/2005-05/2013	VAR, ARMA-GARCH e VEC	Como as flutuações dos preços das commodities impactam no IPCA e na política monetária?	A maior volatilidade dos preços das commodities eleva as expectativas de inflação.
Pozoni e Zilli (2015)	01/2002-04/2014	VEC	Há relação dinâmica entre inflação e desemprego?	Existência de Curva de Phillips de baixo impacto.
Moreira (2015)	01/2005-05/2013	MQO e GMM	Qual é a postura do BACEN, frente às flutuações macroeconômicas?	A política tem preferência pela estabilização do produto à da inflação.
Gaglianone et al. (2015)	01/1995-04/2014	QAR	Qual é a dinâmica do IPCA sob à análise da raiz unitária local e global?	Há redução gradual da inércia inflacionária.

3. IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA

3.1 DADOS

As estimações econométricas realizadas neste trabalho fazem uso de séries temporais em frequência mensal que compreendem o período de Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014. A seguir é feita a descrição de cada uma das séries:

Desvio da inflação(π): Esta é a variável endógena ou dependente das regressões estimadas. Representa a diferença entre a inflação acumulada em doze meses e a meta de inflação definida pelo BCB ($\pi_t = \Pi_t - \Pi^T$). Utilizou-se a inflação acumulada em doze meses (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA/IBGE) e a meta de inflação vigente em cada mês segundo o BCB;

Taxa de câmbio (e): Foram usados os dados secundários do IPEADATA para a extração da taxa no fim do período (R\$/US\$ venda);

Desvio de expectativa de inflação ($E(\pi)$): Representa a diferença entre a expectativa inflação corrente e a meta de inflação definida pelo BCB ($E(\pi)_t = E(\Pi)_t - \Pi^T$). Foram usados os dados do BCB tanto para expectativa de inflação acumulada em doze meses à frente quanto para a meta de inflação;

Dívida líquida interna do setor público (% PIB) (DLSP): dados do BCB;

Índice de atividade econômica do BCB – IBC-Br (IBC): Este índice é uma representação do PIB em frequência mensal, mensurado pelo BCB e serve às decisões de política monetária;

Índice de *commodities* do BCB – IC-Br (IC): índice de *commodities* calculado pelo BCB. Faz a conversão dos preços de uma cesta de *commodities* para R\$. Dados do BCB;

Índice de credibilidade de Cecchetti e Krause (2002) (ICK): O índice varia entre 0 e 1, e foi calculado pelas seguintes condições:

$$IC^{CK} = \begin{cases} 1, se E(\Pi) \leq \Pi^T \\ 1 - \frac{1}{20\% - \Pi^T} [E(\Pi) - \Pi^T], se \Pi^T < E(\Pi) < 20\% \\ 0, se E(\Pi) \geq 20\% \end{cases}$$

Índice de credibilidade de Mendonça (2004) (IME): O índice varia entre 0 e 1, sendo que, quando $E(\Pi) < \Pi^T$, a base de cálculo apresenta Π_{min}^T , ao invés de Π_{max}^T , para normalização do índice, e foi calculado pelas seguintes condições:

$$IC^{ME} = \begin{cases} 1, se E(\Pi) = \Pi^T \\ 1 - \frac{1}{\Pi_{max}^T - \Pi^T} [E(\Pi) - \Pi^T], se \Pi_{min}^T < E(\Pi) < \Pi_{max}^T \\ 0, se E(\Pi) \geq \Pi_{max}^T ou E(\Pi) \leq \Pi_{min}^T \end{cases}$$

Índice de credibilidade de Tejada et al. (2014) (ITE): O índice varia entre 0 e 1, e foi calculado pelas seguintes condições:

$$IC^{TE} = \begin{cases} 1, se E(\Pi) = \Pi^T \\ \sqrt{[\Pi^T - \Pi_{max}^T]^2 - [E(\Pi) - \Pi^T]^2} / (\Pi_{max}^T - \Pi^T), se \Pi^T < E(\Pi) < \Pi_{max}^T \\ \sqrt{[\Pi^T - \Pi_{min}^T]^2 - [E(\Pi) - \Pi^T]^2} / (\Pi^T - \Pi_{min}^T), se \Pi_{min}^T < E(\Pi) < \Pi^T \\ 0, se E(\Pi) \geq \Pi_{max}^T ou E(\Pi) \leq \Pi_{min}^T \end{cases}$$

Taxa de juros (SELIC): Taxa de juros (Taxa SELIC/over). Dados do IPEADATA;

Índice de commodities geral do FMI (ICFMI): usado para substituir o IC-Br na análise de robustez. Dados do FMI;

Taxa de desocupação (%) (U): Usada para substituir o IBC na análise de robustez. Dados do IBGE.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

	e	$E(\pi)$	π	DLSP	IBC	IC	ICK	IME	ITE	SELIC	ICFMI	U
Média	2,1862	0,4306	1,4399	46,2425	127,2313	112,4759	0,9565	0,5932	0,3996	13,2413	140,0766	8,1243
Mediana	2,1337	0,5100	1,3400	46,3750	127,5300	105,0200	0,9659	0,6180	0,4286	11,7500	140,8331	7,9500
Máximo	3,5632	3,2200	8,7400	51,8400	148,7000	151,9000	1,0026	0,9840	0,4998	26,5000	219,8995	13,1000
Mínimo	1,5563	-2,7000	-1,5400	41,4500	98,9500	86,6700	0,7200	0,0000	0,0000	7,2500	60,6892	4,3000
Desvio padrão	0,4512	0,9940	1,9431	2,6474	15,3901	17,4680	0,0465	0,2771	0,1159	4,6431	43,8977	2,4888
Assimetria	0,8220	-0,6049	1,7180	0,1838	-0,2383	0,6513	-1,5260	-0,5246	-1,9753	1,1414	-0,2077	0,2964
Curtose	3,0950	3,9894	6,9223	2,0591	1,7141	2,1147	7,3614	2,3355	6,9129	3,8920	1,8067	1,9642

Fonte: Elaboração própria.

3.2 ESTRATÉGIA METODOLÓGICA

As estimações deste trabalho iniciaram pela realização dos testes de estacionariedade: *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Generalized Least Squares Detrending* (DF-GLS) e *Phillips-Perron* (PP), com objetivo de identificar a ordem de integração das séries temporais. A Tabela 2 apresenta os resultados obtidos.

Desse jeito, o ADF e o DF-GLS foram estimados pelo Critério de Schwarz, em 13 lags, e o PP foi estimado pelo Default (Bartlett Kernel) no Newey-West Bandwidth.

Tabela 2: Testes de raiz unitária – ADF, PP e DF-GLS

	ADF ¹	PP ²	DF-GLS ³	ADF ⁴	PP ⁵	DF-GLS ⁶	
Séries	Teste em nível			Teste em 1º diferença			I(n)
e	-1,5430	-1,5430	-0,3322	-11,5099***	-11,5117***	-10,5019***	I(1)
E(π)	-4,7839***	-5,1116***	-1,3027	-	-	-	I(0)
π	-3,8676***	-2,5206**	-2,0622	-	-	-	I(0)
DLSP	-2,0358	-1,3935	-1,6794*	-5,2612***	-8,7058***	-5,0116	I(1)
IBC	-2,6050	-1,9988	-2,6761	-9,7616***	-9,8430***	-5,7878***	I(1)
IC	-3,3232	-2,5880	-2,5737	-9,2215***	-9,1552***	-6,5507***	I(1)
ICK	-7,6064***	-6,8035***	-0,6813	-	-	-	I(0)
IME	-3,8118**	-3,8751**	-1,9506	-	-	-	I(0)
ITE	-3,1419**	-3,3017**	-1,1059	-	-	-	I(0)
SELIC	-5,2425***	-1,9441**	-2,1071	-	-	-	I(0)
ICFMI	-2,3267	-2,0779	-2,4802	-6,6781***	-6,7340***	-6,6189***	I(1)
U	-3,8684**	-4,5385***	-3,6892***	-	-	-	I(0)

Obs.: (*) nível de significância de 10%, (**) 5% e (***) 1%. O nível de significância para a constante e a tendência pode variar entre 1 e 10%. (1) O ITE é significativo somente com a constante; o desvio da inflação é significativo apenas com a constante. (2) O desvio da inflação é significativo sem a constante e a tendência; o ITE é estacionário somente com a constante; a SELIC é significativo sem a constante e a tendência. (3) A DLSP significativo apenas com a constante. (4) A DLSP é significativo sem a constante e a tendência; o IBC é significativo apenas com a constante; o IC é significativo sem a constante e a tendência; o ICFMI é significativo sem a constante e a tendência. (5) A DLSP é significativo sem a constante e a tendência; o IBC é significativo apenas com a constante; o ICFMI é significativo sem a constante e a tendência. (6) A diferença do ICK é maior do que 2. **Fonte:** Elaboração própria.

Com base no conjunto de testes de raiz unitária, somente as variáveis câmbio, DLSP, IBC, IC e ICFMI são integradas de primeira ordem, I(1), enquanto as demais são estacionárias em nível, I(0). Deste modo, estas últimas foram usadas em nível nas regressões estimadas, ao passo que as séries I(1) foram implementadas em suas respectivas primeiras diferenças.

Já os métodos de estimação foram os de *Mínimos Quadrados Ordinários* (MQO) e o *Método de Momentos Generalizados* (GMM – *Generalized Method of Moments*). No caso das estimações por MQO, usou-se o teste autocorrelação de LM com 2 lags e o teste de

heterocedasticidade de White, nos quais a hipótese nula indica a presença dos respectivos problemas.

Na heterocedasticidade a variância do termo de erro não é constante, o que implica que os estimadores de MQO deixam de ser eficientes e os testes de hipótese aceitam a hipótese nula, posto que a variância do termo de erro difere entre os regressores. O teste de White é um dos testes capazes de avaliar a heterocedasticidade. Entre as possíveis causas, pode-se citar a assimetria de um ou mais regressores, erro de especificação (forma funcional incorreta, como modelos lineares versus modelos log-lineares), dados discrepantes entre as variáveis (em termos de magnitude) (GUJARATI, 2006).

Na correlação serial, os resíduos de determinadas séries influenciam nos demais, de modo a gerar inconsistência no modelo. A autocorrelação declina exponencialmente, mas não desaparece com o aumento do tamanho da amostra. Assim, a presença de autocorrelação pode tornar o estimador inconsistente. E o teste do tipo LM de Breusch-Godfrey é um teste capaz de avaliar a presença de autocorrelação. Entre as possíveis causas da autocorrelação pode-se citar o viés de especificação (exclusão de variável, forma funcional incorreta), inércia ou lentidão nas séries como o PIB e o índice de preços, defasagens em que o valor atual depende do valor observado, ausência de estacionariedade (GUJARATI, 2006).

Com isto, ao identificar a presença de autocorrelação e de heterocedasticidade, o MQO foi estimado na matriz de covariância dos coeficientes com o HAC (Newey-West), que é robusto para esses problemas, com a especificação no *lag* pelo uso do AIC. Em conformidade com Gujarati (2006), o procedimento do Newey-West torna os estimadores eficientes sob esses problemas. No entanto, salienta-se que, segundo Gujarati (2006), o Newey-West é válido apenas para grandes amostras.

Conforme Mendonça e Tostes (2014) e Montes e Tiberto (2015), o GMM, por sua vez, permite eliminar problemas de correlação serial, heterocedasticidade e não-linearidade comumente presentes no MQO. Entretanto, Cragg (1983) observa que o método de momentos, ou seja, o método que utiliza variáveis auxiliares ou instrumentais, aplica-se de acordo com o nível de heterocedasticidade, com maior eficiência em grandes amostras, porque na falta de heterocedasticidade o estimador de MQO é mais eficiente.

Assim, como explica Woodford (2001), a noção de momentos descreve a característica de uma população. Então, sendo $E(y)$, por exemplo, o valor esperado da variável aleatória y , neste caso, a média é o primeiro momento de y . Já a variância da população $Var(y)$ é o

segundo momento, a qual mede a amplitude da distribuição. Por consequência, considerando μ a média da população, $Var(y) = E[(y - \mu)^2]$.

No entanto, com uma variância em três momentos, por exemplo, $Var(y) = 3\mu$, compreendendo \bar{y} um estimador consistente e não-viesado ($\bar{y} = (y_1 + y_2 + \dots + y_n)/n$), que corresponde também a um estimador do método de momentos de μ , o GMM mostra como usar dois conjuntos de condições de momentos populacionais, quer dizer, $E(y) = \mu$ e $E[(y - \mu)^2] = 3\mu$, e busca-se minimizar a variância assintótica entre os estimadores do método de momentos de μ . Deste modo, o GMM busca um estimador ótimo assintoticamente, de maneira que eliminam-se os problemas de heterocedasticidade, além de garantir a exogeneidade entre as variáveis explanatórias e o termo de erro ($E(\mu | x_1, x_2, \dots, x_n) = 0$). Assim, garante-se menor variância nos estimadores do método de momentos do que nos estimadores de MQO (WOOLDRIDGE, 2001).

Em efeito, sob a hipótese de distribuição fraca, o GMM permite a obtenção de um estimador consistente ($E(x_j, \mu) = 0; j = 1, \dots, n$) e assim uma distribuição mais simétrica nos vetores (WOOLDRIDGE, 2001). Inclusive, Hansen (1982) observa que, com base na hipótese de ortogonalidade, há a consistência do estimador por GMM, ou seja, $E[f(y, \beta_0)] = 0$, sendo β_0 um vetor de parâmetro desconhecido.

Sendo assim, as estimações das regressões por ambos os métodos (MQO e GMM) foram implementadas para cada índice de credibilidade adotado no trabalho, ou seja, para cada um desses índices foi estimado um conjunto de especificações em cada um dos métodos mencionados. Após isto, ainda foram implementados testes de robustez por GMM, nos quais as variáveis IBC e IC foram substituídas, respectivamente, por U e ICFMI.

Por fim, a equação (43) é uma representação geral das estimações apresentadas a seguir, em que CRED é um substituto para os respectivos índices de credibilidade: ICK, IME e ITE.

$$\begin{aligned} \pi_t = & \beta + \alpha_1 D(e)_{t-1} + \alpha_2 E(\pi)_{t-1} + \alpha_3 \pi_{t-1} + \alpha_4 D(DLSP)_{t-1} + \alpha_5 D(IBC)_{t-1} + \\ & \alpha_6 D(IC)_{t-1} + \alpha_7 D(SELIC)_{t-1} + \alpha_8 D(CRED)_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (43)$$

3.3 ANÁLISE DE RESULTADOS

3.3.1 Resultados por MQO (New-West)

Como mencionado, para cada índice de credibilidade adotado no trabalho (ICK, IME e ITE) foi estimado um conjunto de especificações (08 especificações concretamente). Na Tabela 3, apresentam-se inicialmente as estimações para o ICK, enquanto nas Tabelas 4 e 5 são mostrados os resultados para IME e ITE respectivamente.

**Tabela 3: Desvio da inflação (π): MQO-New & West com variável de ICK
(Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014)**

Variáveis explanatórias	MQO-NW							
	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6	Eq.7	Eq.8
C	2,0557 (1,9444) [1,0572]	2,0449 (2,0383) [1,0032]	1,8441 (1,9974) [0,9233]	1,6759 (1,9555) [0,8570]	2,1980 (1,9951) [1,1017]	-0,0043 (0,0654) [-0,0659]	2,3097 (2,2295) [1,0359]	1,6759 (1,9555) [0,8570]
D(e)_{t-1}	-0,7761*** (0,1630) [-4,7619]	-0,7662*** (0,1547) [-4,9524]	-0,8233*** (0,1609) [-5,1169]	-0,8797*** (0,1745) [-5,0415]	-0,7135*** (0,1878) [-3,7983]	-0,6736*** (0,1868) [-3,6062]	-0,6827*** (0,1888) [-3,6156]	-0,8797*** (0,1745) [-5,0415]
E(π)_{t-1}	0,1174** (0,0579) [2,0279]	0,1187** (0,0597) [1,9894]	0,1300** (0,0625) [2,0813]	0,1148* (0,0620) [1,8516]	0,0950 (0,0597) [1,5911]	0,1754*** (0,0320) [5,4849]	0,0867 (0,0589) [1,4707]	0,1148* (0,0620) [1,8516]
π_{t-1}	0,8829*** (0,0368) [24,0112]	0,8836*** (0,0344) [25,6589]	0,8905*** (0,0366) [24,3236]	0,9155*** (0,0238) [38,4559]	0,9099*** (0,0213) [42,7006]	0,9228*** (0,0249) [37,1125]	0,9075*** (0,0206) [44,0051]	0,9155*** (0,0238) [38,4559]
D(DLSP)_{t-1}	-0,0720 (0,0695) [-1,0365]	-0,0717 (0,0726) [-0,9878]					-0,0471 (0,0852) [-0,5532]	
D(IBC)_{t-1}	-0,0081 (0,0349) [-0,2315]							
D(IC)_{t-1}	0,0102 (0,0091) [1,1167]	0,0100 (0,0089) [1,1152]	0,0103 (0,0087) [1,1822]	0,0110 (0,0087) [1,2661]				0,0110 (0,0087) [1,2661]
SELIC_{t-1}	0,0162 (0,0119) [1,3614]	0,0162 (0,0115) [1,4178]	0,0145 (0,0131) [1,1040]					
ICK_{t-1}	-2,2890 (1,9853) [-1,1530]	-2,2826 (2,0918) [-1,0912]	-2,0651 (2,0671) [-0,9990]	-1,7217 (1,9735) [-0,8724]	-2,2448 (2,0272) [-1,1074]		-2,3535 (2,2702) [-1,0367]	-1,7217 (1,9735) [-0,8724]
R² ajustado	0,9472	0,9476	0,9478	0,9476	0,9476	0,9475	0,9473	0,9476
Estatística F	317,4573	365,3922	427,8225	511,3515	638,4078	849,2507	507,8628	511,3515
Prob. (F)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
LM (2 lags)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000
Akaike	1,1898	1,1761	1,1656	1,1623	1,1564	1,1514	1,1688	1,1623
White	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
RESET	0,0058	0,0062	0,0048	0,0031	0,0029	0,0022	0,0034	0,0031

Obs.: () para desvio padrão e [] para estatística t. (*) nível de significância de 10%, (**) 5% e (***) 1%.
Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 4: Desvio da inflação (π): MQO-New & West com variável de IME
(Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014)**

Variáveis explanatórias	MQO-NW							
	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6	Eq.7	Eq.8
C	-0,1590 (0,1436) [-1,1078]	-0,1623 (0,1462) [-1,1096]	-0,1614 (0,1633) [-0,9888]	-0,0454 (0,1410) [-0,3221]	-0,0064 (0,1277) [-0,0502]	-0,0043 (0,0654) [-0,0659]	0,0018 (0,1199) [0,0154]	-0,0454 (0,1410) [-0,3221]
D(e)_{t-1}	-0,7978*** (0,1677) [-4,7584]	-0,7889*** (0,1573) [-5,0147]	-0,8335*** (0,1577) [-5,2857]	-0,8752*** (0,1684) [-5,1983]	-0,6725*** (0,1773) [-3,7922]	-0,6736*** (0,1868) [-3,6062]	-0,6514*** (0,1894) [-3,4391]	-0,8752*** (0,1684) [-5,1983]
E(π)_{t-1}	0,1966*** (0,0370) [5,3074]	0,1974*** (0,0407) [4,8483]	0,2009*** (0,0374) [5,3763]	0,1795*** (0,0352) [5,1062]	0,1756*** (0,0330) [5,3242]	0,1754*** (0,0320) [5,4849]	0,1719*** (0,0404) [4,2530]	0,1795*** (0,0352) [5,1062]
π_{t-1}	0,8982*** (0,0383) [23,4336]	0,8986*** (0,0383) [23,4615]	0,9047*** (0,0407) [22,2311]	0,9282*** (0,0258) [36,0142]	0,9229*** (0,0243) [37,9348]	0,9228*** (0,0249) [37,1125]	0,9213*** (0,0188) [49,0905]	0,9282*** (0,0258) [36,0142]
D(DLSP)_{t-1}	-0,0589 (0,0662) [-0,8906]	-0,0590 (0,0698) [-0,8449]					-0,0341 (0,0798) [-0,4274]	
D(IBC)_{t-1}	-0,0072 (0,0343) [-0,2097]							
D(IC)_{t-1}	0,0126 (0,0084) [1,5105]	0,0124 (0,0081) [1,5236]	0,0127 (0,0081) [1,5717]	0,0137* (0,0080) [1,7201]				0,0137 (0,0080) [1,7201]
SELIC_{t-1}	0,0147 (0,0128) [1,1524]	0,0148 (0,0131) [1,1363]	0,0131 (0,0143) [0,9139]					
IME_{t-1}	-0,0255 (0,1523) [-0,1671]	-0,0276 (0,1677) [-0,1645]	-0,0086 (0,1779) [-0,0483]	0,0432 (0,1527) [0,2826]	0,0030 (0,1532) [0,0198]		-0,0036 (0,1503) [-0,0242]	0,0432 (0,1527) [0,2826]
R² ajustado	0,9468	0,9472	0,9474	0,9474	0,9471	0,9475	0,9468	0,9474
Estatística F	314,6072	362,1429	424,5770	508,9338	632,3245	849,2507	502,6097	508,9338
Prob. (F)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
LM (2 lags)	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000
Akaike	1,1983	1,1846	1,1729	1,1668	1,1655	1,1514	1,1787	1,1668
White	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
RESET	0,0040	0,0042	0,0035	0,0024	0,0022	0,0022	0,0025	0,0024

Obs.: () para desvio padrão e [] para estatística t. (*) nível de significância de 10%, (**) 5% e (***) 1%.
Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5: Desvio da inflação (π): MQO-New & West com variável de ITE
(Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014)

Variáveis explanatórias	MQO-NW							
	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6	Eq.7	Eq.8
C	-0,2211 (0,2015) [-1,0970]	-0,2255 (0,2160) [-1,0437]	-0,2392 (0,2501) [-0,9564]	-0,0650 (0,2003) [-0,3243]	0,0138 (0,1683) [0,0818]	-0,0043 (0,0654) [-0,0659]	0,0325 (0,1890) [0,1722]	-0,0650 (0,2003) [-0,3243]
D(e)_{t-1}	-0,8013*** (0,1669) [-4,8018]	-0,7920*** (0,1574) [-5,0328]	-0,8298*** (0,1605) [-5,1697]	-0,8814*** (0,1776) [-4,9637]	-0,6788*** (0,2014) [-3,3700]	-0,6736*** (0,1868) [-3,6062]	-0,6566*** (0,2032) [-3,2306]	-0,8814*** (0,1776) [-4,9637]
E(π)_{t-1}	0,1988*** (0,0321) [6,1862]	0,1998*** (0,0343) [5,8266]	0,2029*** (0,0331) [6,1298]	0,1774*** (0,0322) [5,5146]	0,1752*** (0,0327) [5,3626]	0,1754*** (0,0320) [5,4849]	0,1714*** (0,0425) [4,0304]	0,1774*** (0,0322) [5,5146]
π_{t-1}	0,9040*** (0,0338) [26,7678]	0,9046*** (0,0316) [28,6683]	0,9093*** (0,0347) [26,2262]	0,9291*** (0,0274) [33,8683]	0,9217*** (0,0228) [40,4269]	0,9228*** (0,0249) [37,1125]	0,9193*** (0,0208) [44,2166]	0,9291*** (0,0274) [33,8683]
D(DLSP)_{t-1}	-0,0498 (0,0647) [-0,7688]	-0,0495 (0,0638) [-0,7764]					-0,0379 (0,0804) [-0,4722]	
D(IBC)_{t-1}	-0,0075 (0,0345) [-0,2183]							
D(IC)_{t-1}	0,0138 (0,0084) [1,6441]	0,0136 (0,0082) [1,6514]	0,0139* (0,0080) [1,7380]	0,0139 (0,0087) [1,6037]				0,0139 (0,0087) [1,6037]
SELIC_{t-1}	0,0142 (0,0124) [1,1403]	0,0143 (0,0114) [1,2490]	0,0133 (0,0131) [1,0124]					
ITE_{t-1}	0,1092 (0,3000) [0,3639]	0,1094 (0,3525) [0,3103]	0,1532 (0,3959) [0,3869]	0,1107 (0,3972) [0,2787]	-0,0405 (0,3720) [-0,1089]		-0,0736 (0,4246) [-0,1733]	0,1107 (0,3972) [0,2787]
R² ajustado	0,9468	0,9472	0,9475	0,9474	0,9471	0,9475	0,9468	0,9474
Estatística F	314,7140	362,2543	425,0299	508,9075	632,3742	849,2507	502,7365	508,9075
Prob. (F)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
LM (2 lags)	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000
Akaike	1,1980	1,1843	1,1719	1,1669	1,1654	1,1514	1,1785	1,1669
White	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
RESET	0,0038	0,0040	0,0035	0,0024	0,0021	0,0022	0,0023	0,0024

Obs.: () para desvio padrão e [] para estatística t. (*) nível de significância de 10%, (**) 5% e (***) 1%.
Fonte: Elaboração própria.

É possível observar que a variação do câmbio apresenta significância estatística em todas as especificações, para os três índices de credibilidade, e a 1% de confiança, embora o

sinal negativo esteja em desacordo com a teoria de *pass-through*. Por sua vez, verificou-se uma elevada inércia dos desvios inflacionários em todas as regressões, o que pode ser identificado pelo coeficiente relacionado ao componente auto-regressivo do desvio inflacionário. Considerando todas as Tabelas, este coeficiente varia de 0,88 a 0,92 e todos são significantes a 1%. Tal evidência mostra que no período estudado houve elevada inércia ou persistência dos desvios inflacionários.

Já os desvios das expectativas de inflação apresentaram impacto menor nos desvios inflacionários correntes, com coeficientes variando de 0,11 a 0,20 e em geral significativos a 1%, com exceção de alguns casos para o ICK. De certa maneira, pode-se interpretar a baixa sensibilidade dos desvios inflacionários correntes ao desvio de expectativas como a contrapartida da elevada inércia mencionada.

Nem a variação do IBC nem a variação de DLSP mostraram significância estatística, para nenhum dos índices de credibilidade, além do fato de terem apresentado sinal negativo e contrário ao previsto pela literatura relacionada. As variações do IC mostraram significância a 10% apenas em duas regressões, para os índices IME e ITE, porém com valor muito baixo, denotando impacto inexpressivo nos desvios inflacionários. A Selic, por sua vez, não apresentou significância estatística em nenhum dos casos.

No que diz respeito ao impacto dos índices de credibilidade (ICK, IME e ITE), nenhum destes mostrou impacto estatisticamente significativo sobre os desvios inflacionários, contrariando a literatura. Todavia, na maior parte das estimações, para o ICK e IME em especial, o sinal observado foi negativo, indicando uma redução do desvio como resposta a uma elevação da credibilidade, o que está em consonância com o previsto.

As estatísticas num todo apresentam o coeficiente de determinação ajustado maior do que 0,90 ($R^2_{ajust.} > 0,90$) e significância global, segundo o p-valor da estatística F. No entanto, os resultados do teste Reset não demonstram boa especificação dos modelos. E os problemas de autocorrelação e heterocedasticidade confirmados, respectivamente, com os testes LM e de White, em todas as estimações, foram contornados com o uso do estimados por Newey-West.

3.3.2 Resultados por GMM

Para a realização de análise de resultados por GMM, utilizou-se o teste de restrição de sobreidentificação-J, como aponta (HANSEN, 1982), para avaliar se as variáveis

instrumentais são válidas, o que ocorre quando o teste J aponta valor maior que 0,1 ($J > 0,1$), a 10% de confiança, e o vetor das variáveis aleatórias converge para o vetor de parâmetro desconhecido (β_0). A seguir, nas Tabelas 6, 7 e 8 são apresentadas as estimações para as regressões com os índices de credibilidade ICK, IME e ITE, respectivamente.

Tabela 6: Desvio da inflação (π): GMM com variável de ICK (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014)

Variáveis explanatórias	GMM							
	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6	Eq.7	Eq.8
C	-6,2909 (10,0661) [-0,6250]	-8,2183 (9,4894) [-0,8660]	-9,1643 (6,4794) [-1,4144]	-8,0566 (5,9579) [-1,3523]	-7,1329 (5,1832) [-1,3762]	0,0532 (0,0502) [1,0595]	-6,0433 (5,7512) [-1,0508]	-8,0566 (5,9579) [-1,3523]
D(e)_{t-1}	0,4206 (2,3066) [0,1823]	-0,1022 (2,1315) [-0,0479]	-0,9802 (1,3204) [-0,7423]	-0,6766 (1,2250) [-0,5524]	-0,8555 (1,1540) [-0,7413]	-0,4766 (0,9566) [-0,4982]	-0,8750 (1,1898) [-0,7354]	-0,6766 (1,2250) [-0,5524]
E(π)_{t-1}	0,3232 (0,3949) [0,8184]	0,4233 (0,3646) [1,1612]	0,4621* (0,2393) [1,9313]	0,4481** (0,2203) [2,0342]	0,4145** (0,1922) [2,1565]	0,1157*** (0,0422) [2,7427]	0,3555* (0,2048) [1,7357]	0,4481** (0,2203) [2,0342]
π_{t-1}	0,9734*** (0,1276) [7,6303]	0,9475*** (0,1171) [8,0885]	0,9389*** (0,0710) [13,2174]	0,8923*** (0,0400) [22,3249]	0,8868*** (0,0371) [23,9279]	0,8799*** (0,0293) [30,0777]	0,8898*** (0,0374) [23,7675]	0,8923*** (0,0400) [22,3249]
D(DLSP)_{t-1}	-0,6463 (1,4278) [-0,4527]	0,1486 (0,8946) [0,1661]					-0,0818 (0,4436) [-0,1844]	
D(IBC)_{t-1}	0,1239 (0,1742) [0,7116]							
D(IC)_{t-1}	-0,0004 (0,0719) [-0,0057]	0,0346 (0,0508) [0,6802]	0,0127 (0,0270) [0,4699]	0,0079 (0,0262) [0,3009]				0,0079 (0,0262) [0,3009]
SELIC_{t-1}	-0,0054 (0,0364) [-0,1474]	-0,0098 (0,0345) [-0,2836]	-0,0136 (0,0225) [-0,6046]					
ICK_{t-1}	6,4615 (10,3845) [0,6222]	8,5283 (9,7572) [0,8741]	9,5615 (6,6497) [1,4379]	8,2939 (6,0838) [1,3633]	7,3599 (5,3053) [1,3873]		6,2570 (5,8962) [1,0612]	8,2939 (6,0838) [1,3633]
R² ajustado	0,8830	0,9168	0,9155	0,9176	0,9181	0,9295	0,9195	0,9176
Estatística J	4,5559	5,3094	9,2365	9,1212	9,4465	9,9623	8,6982	9,1212
Prob. (J)	0,3360	0,3793	0,1607	0,2441	0,3060	0,3535	0,2751	0,2441
Instrument rank	13	13	13	13	13	13	13	13

Obs.: () para desvio padrão e [] para estatística t. (*) nível de significância de 10%, (**) 5% e (***) 1%. As variáveis instrumentais são $E(\pi)_{t-2}$, $d(e)_{t-2}$, $(SELIC)_{t-2}$, $d(IC)_{t-2}$, $E(\pi)_{t-3}$, $d(e)_{t-3}$, $(SELIC)_{t-3}$, $d(IC)_{t-3}$, $E(\pi)_{t-4}$, $d(e)_{t-4}$, $(SELIC)_{t-4}$ e $d(IC)_{t-4}$. **Fonte:** Elaboração própria.

Tabela 7: Desvio da inflação (π): GMM com variável de IME (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014)

Variáveis explanatórias	GMM							
	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6	Eq.7	Eq.8
C	-0,1945 (0,5443) [-0,3574]	-0,1964 (0,5168) [-0,3800]	-0,1678 (0,3442) [-0,4874]	-0,2311 (0,3046) [-0,7589]	-0,1951 (0,2472) [-0,7891]	0,0532 (0,0502) [1,0595]	-0,1508 (0,2580) [-0,5847]	-0,2311 (0,3046) [-0,7589]
D(e)_{t-1}	0,5104 (2,3069) [0,2212]	-0,0255 (2,0818) [-0,0123]	-0,8265 (1,2704) [-0,6506]	-0,4568 (1,1981) [-0,3813]	-0,6741 (1,0943) [-0,6160]	-0,4766 (0,9566) [-0,4982]	-0,6948 (1,1106) [-0,6256]	-0,4568 (1,1981) [-0,3813]
E(π)_{t-1}	0,1005 (0,1775) [0,5662]	0,1412 (0,1592) [0,8868]	0,1508** (0,0717) [2,1036]	0,1757*** (0,0581) [3,0259]	0,1725*** (0,0540) [3,1929]	0,1157*** (0,0422) [2,7427]	0,1536** (0,0667) [2,3022]	0,1757*** (0,0581) [3,0259]
π_{t-1}	0,9755*** (0,1322) [7,3794]	0,9507*** (0,1175) [8,0931]	0,9417*** (0,0715) [13,1667]	0,8815*** (0,0362) [24,3809]	0,8779*** (0,0341) [25,7747]	0,8799*** (0,0293) [30,0777]	0,8806*** (0,0333) [26,4195]	0,8815*** (0,0362) [24,3809]
D(DLSP)_{t-1}	-0,7703 (1,4529) [-0,5302]	0,0903 (0,8744) [0,1033]					-0,0496 (0,4240) [-0,1170]	
D(IBC)_{t-1}	0,1340 (0,1819) [0,7364]							
D(IC)_{t-1}	-0,0075 (0,0754) [-0,0995]	0,0310 (0,0508) [0,6094]	0,0116 (0,0272) [0,4283]	0,0036 (0,0263) [0,1377]				0,0036 (0,0263) [0,1377]
SELIC_{t-1}	-0,0072 (0,0399) [-0,1812]	-0,0145 (0,0359) [-0,4024]	-0,0189 (0,0229) [-0,8283]					
IME_{t-1}	0,3680 (0,8076) [0,4556]	0,5606 (0,7317) [0,7662]	0,6155 (0,5004) [1,2301]	0,4305 (0,4384) [0,9821]	0,3892 (0,3734) [1,0424]		0,3391 (0,4005) [0,8467]	0,4305 (0,4384) [0,9821]
R² ajustado	0,8713	0,9196	0,9190	0,9229	0,9231	0,9295	0,9233	0,9229
Estatística J	4,2849	5,3019	9,2258	9,2555	9,7012	9,9623	9,0849	9,2555
Prob. (J)	0,3688	0,3802	0,1613	0,2348	0,2866	0,3535	0,2466	0,2348
Instrument rank	13	13	13	13	13	13	13	13

Obs.: () para desvio padrão e [] para estatística t. (*) nível de significância de 10%, (**) 5% e (***) 1%. As variáveis instrumentais são $E(\pi)_{t-2}$, $d(e)_{t-2}$, $(SELIC)_{t-2}$, $d(IC)_{t-2}$, $E(\pi)_{t-3}$, $d(e)_{t-3}$, $(SELIC)_{t-3}$, $d(IC)_{t-3}$, $E(\pi)_{t-4}$, $d(e)_{t-4}$, $(SELIC)_{t-4}$ e $d(IC)_{t-4}$. **Fonte:** Elaboração própria.

Tabela 8: Desvio da inflação (π): GMM com variável de ITE (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014)

Variáveis explanatórias	GMM							
	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6	Eq.7	Eq.8
C	-1,6611 (0,9824) [-1,6909]	-1,4656 (0,9618) [-1,5239]	-1,2309* (0,7097) [-1,7343]	-1,2232** (0,5275) [-2,3188]	-1,0798** (0,4871) [-2,2169]	0,0532 (0,0502) [1,0595]	-1,0030* (0,5850) [-1,7144]	-1,2232** (0,5275) [-2,3188]
D(e)_{t-1}	-0,0944 (2,1220) [-0,0445]	-0,9490 (1,8872) [-0,5029]	-1,7227 (1,5169) [-1,1357]	-1,7290 (1,4639) [-1,1810]	-1,9161 (1,4669) [-1,3063]	-0,4766 (0,9566) [-0,4982]	-1,7939 (1,6226) [-1,1056]	-1,7290 (1,4639) [-1,1810]
E(π)_{t-1}	0,2629* (0,1506) [1,7464]	0,2776* (0,1502) [1,8483]	0,2184*** (0,0792) [2,7575]	0,2171*** (0,0559) [3,8874]	0,2150*** (0,0542) [3,9677]	0,1157*** (0,0422) [2,7427]	0,1853** (0,0807) [2,2969]	0,2171*** (0,0559) [3,8874]
π_{t-1}	0,9987*** (0,0998) [10,0092]	0,9635*** (0,0923) [10,4328]	0,9742*** (0,0692) [14,0858]	0,9754*** (0,0470) [20,7584]	0,9581*** (0,0428) [22,3861]	0,8799*** (0,0293) [30,0777]	0,9610*** (0,0525) [18,3177]	0,9754*** (0,0470) [20,7584]
D(DLSP)_{t-1}	-0,1503 (1,2714) [-0,1182]	0,6399 (0,8773) [0,7295]					-0,0782 (0,5559) [-0,1407]	
D(IBC)_{t-1}	0,1334 (0,1542) [0,8650]							
D(IC)_{t-1}	0,0239 (0,0582) [0,4108]	0,0552 (0,0462) [1,1949]	0,0221 (0,0286) [0,7734]	0,0222 (0,0284) [0,7814]				0,0222 (0,0284) [0,7814]
SELIC_{t-1}	0,0108 (0,0312) [0,3475]	0,0054 (0,0307) [0,1746]	0,0005 (0,0246) [0,0197]					
ITE_{t-1}	3,2479* (1,6745) [1,9396]	3,0758* (1,6752) [1,8360]	2,7422** (1,2468) [2,1994]	2,7359** (1,1483) [2,3826]	2,4702** (1,0835) [2,2797]		2,3229* (1,3167) [1,7642]	2,7359** (1,1483) [2,3826]
R² ajustado	0,8794	0,8867	0,9008	0,9016	0,8984	0,9295	0,9003	0,9016
Estatística J	5,5395	6,2515	8,6504	8,6535	8,8919	9,9623	8,0320	8,6535
Prob. (J)	0,2363	0,2825	0,1942	0,2785	0,3515	0,3535	0,3298	0,2785
Instrument rank	13	13	13	13	13	13	13	13

Obs.: () para desvio padrão e [] para estatística t. (*) nível de significância de 10%, (**) 5% e (***) 1%. As variáveis instrumentais são $E(\pi)_{t-2}$, $d(e)_{t-2}$, $(SELIC)_{t-2}$, $d(IC)_{t-2}$, $E(\pi)_{t-3}$, $d(e)_{t-3}$, $(SELIC)_{t-3}$, $d(IC)_{t-3}$, $E(\pi)_{t-4}$, $d(e)_{t-4}$, $(SELIC)_{t-4}$ e $d(IC)_{t-4}$. **Fonte:** Elaboração própria.

A partir dos resultados obtidos, identificou-se a continuidade de uma elevada inércia dos desvios inflacionários, com coeficiente variando de 0,87 a 0,99 e todos significantes estatisticamente a 1%, nos três casos testados, com ICK, IME e ITE. Por sua vez, o

coeficiente associado ao papel dos desvios das expectativas de inflação apresentou valores de 0,10 a 0,46 e com significância variando de 10% a 1%. Neste caso, a análise com GMM chega a um papel mais relevante das expectativas na determinação dos desvios inflacionários, comparando-se com os coeficientes estimados por MQO – que variaram de 0,11 a 0,20.

As variações cambiais não apresentaram papel significativo estatisticamente sobre os desvios de inflação, e o sinal estimado foi, na maior parte, negativo e em contraste com o previsto. Este resultado diverge das estimações por MQO, nas quais o coeficiente ligado às variações cambiais apresentou significância estatística. Portanto, pelas estimações GMM o efeito *pass-through* sobre os desvios de inflação não foi corroborado em nenhuma das especificações.

Em relação à variação do IBC, do IC e da DLSP, assim como ao papel da Selic, nenhum destes mostrou correlação estatisticamente significativa com os desvios inflacionários. Alguns dos sinais estimados mudaram em relação às estimações por MQO, todavia do ponto de vista estatístico trata-se de efeitos nulos sobre o desvio inflacionário no período estudado.

Por fim, a credibilidade da política monetária, por meio do ICK e do IME, não demonstrou relevância na explicação do processo inflacionário, além dos coeficientes estimados terem sinal positivo, em divergência com o previsto. Apenas o ITE captou papel significativo estatisticamente sobre o desvio de inflação, porém com sinal positivo, indicando que uma elevação da credibilidade seria acompanhada por uma elevação dos desvios inflacionários. Uma forma de explicar este tipo de *puzzle* pode ser pela contrapartida de uma extrema persistência dos desvios inflacionários, que foi captado pelo coeficiente de inércia inflacionária. Tais persistência e inércia poderiam estar rompendo com o canal de transmissão, da credibilidade para a inflação, previsto pela literatura, resultando em uma correlação positiva entre ambas as variáveis. No geral, as regressões por GMM apresentaram $R^2_{ajust.} > 0,80$, enquanto o teste J, para todas as regressões, confirmou a hipótese nula de correta especificação dos modelos.

3.3.3 Análise de Robustez

Para fins de verificação de robustez das estimações por GMM, as variáveis D(IC) e D(IBC) foram substituídas, respectivamente, por D(ICFMI) e U, nos três casos adotados de índices de credibilidade, além de algumas estimações que foram realizadas com a ausência de constante. As Tabelas 9, 10 e 11 mostram os resultados obtidos.

Tabela 9: Desvio da inflação (π): GMM com variável de ICK em análise de robustez (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014)

Variáveis explanatórias	GMM							
	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6	Eq.7	Eq.8
C	-14,2616 (21,8968) [-0,6513]	-20,2834 (18,6820) [-1,0857]	-17,2812 (15,5737) [-1,1096]		-19,9317 (12,4174) [-1,6051]		-16,4409* (8,0493) [-2,0425]	
D(e)_{t-1}	-0,8154 (2,5840) [-0,3155]	-1,3742 (1,8429) [-0,7457]						
E(π)_{t-1}	0,2578 (0,6799) [0,3792]	0,6514 (0,6097) [1,0685]	0,5604 (0,4922) [1,1384]	0,0281 (0,1675) [0,1678]	0,7025* (0,4138) [1,6978]	0,0930 (0,1311) [0,7098]	0,6754** (0,2681) [2,5197]	0,1326*** (0,0378) [3,5093]
π_{t-1}	0,5005** (0,2421) [2,0675]	0,5331** (0,2045) [2,6068]	0,5102*** (0,1821) [2,8018]	0,4658*** (0,1705) [2,7322]	0,6359*** (0,1489) [4,2715]	0,6526*** (0,1348) [4,8415]	0,9818*** (0,0621) [15,8154]	0,9000*** (0,0193) [46,5931]
D(DLSP)_t	-0,7605 (1,5317) [-0,4965]							
U_{t-1}	-0,6604* (0,3498) [-1,8879]	-0,5751** (0,2583) [-2,2262]	-0,5519** (0,2259) [-2,4428]	-0,4108** (0,1593) [-2,5794]	-0,4130** (0,1886) [-2,1896]	-0,2089 (0,1274) [-1,6390]	-0,0596 (0,0445) [-1,3396]	
D(ICFMI)_{t-1}	0,0244 (0,0334) [0,7312]	0,0089 (0,0192) [0,4642]	0,0139 (0,0154) [0,8999]	0,0162 (0,0149) [1,0871]				0,0043 (0,0047) [0,9158]
SELIC_{t-1}	0,3306* (0,1995) [1,6575]	0,3025** (0,1523) [1,9864]	0,2919** (0,1273) [2,2938]	0,2329** (0,0980) [2,3766]	0,2065* (0,1106) [1,8679]	0,1101 (0,0788) [1,3970]		
ICK_{t-1}	16,3580 (23,0685) [0,7091]	22,1451 (19,6724) [1,1257]	19,0123 (16,4398) [1,1565]	0,8924 (0,6836) [1,3055]	21,5428 (13,0768) [1,6474]	0,6095 (0,4995) [1,2202]	17,2991* (8,4021) [2,0589]	
R² ajustado	0,6898	0,6860	0,7076	0,8008	0,7722	0,8904	0,8923	0,9306
Estatística J	2,2185	2,8620	3,9445	5,8835	4,5601	6,4954	6,6226	9,9048
Prob. (J)	0,6957	0,7213	0,6842	0,5534	0,7135	0,5919	0,5778	0,4489
Instrument rank	13	13	13	13	13	13	13	13

Obs.: () para desvio padrão e [] para estatística t. (*) nível de significância de 10%, (**) 5% e (***) 1%. As variáveis instrumentais são $E(\pi)_{t-2}$, $d(e)_{t-2}$, $(SELIC)_{t-2}$, $d(ICFMI)_{t-2}$, $E(\pi)_{t-3}$, $d(e)_{t-3}$, $(SELIC)_{t-3}$, $d(ICFMI)_{t-3}$, $E(\pi)_{t-4}$, $d(e)_{t-4}$, $(SELIC)_{t-4}$ e $d(ICFMI)_{t-4}$. **Fonte:** Elaboração própria.

Tabela 10: Desvio da inflação (π): GMM com variável de IME em análise de robustez (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014)

Variáveis explanatórias	GMM							
	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6	Eq.7	Eq.8
C	1,0333 (0,9495) [1,0883]	0,4557 (0,7396) [0,6161]	0,5172 (0,7199) [0,7184]		0,2551 (0,6097) [0,4183]		-0,2178** (0,3675) [-0,5927]	
D(e)_{t-1}	-0,8450 (2,5895) [-0,3263]	-1,3024 (1,8466) [-0,7053]						
E(π)_{t-1}	-0,2570 (0,3875) [-0,6631]	-0,0546 (0,2418) [-0,2258]	-0,0504 (0,2502) [-0,2013]	0,0956 (0,1797) [0,5320]	0,0094 (0,2276) [0,0414]	0,0881 (0,1679) [0,5250]	0,1292 (0,1021) [1,2658]	0,1326*** (0,0378) [3,5093]
π_{t-1}	0,5096** (0,2434) [2,0935]	0,5351** (0,2104) [2,5435]	0,5147*** (0,1863) [2,7633]	0,6011*** (0,1623) [3,7029]	0,6362*** (0,1538) [4,1376]	0,6781*** (0,1557) [4,3556]	0,9829*** (0,0618) [15,9062]	0,9000*** (0,0193) [46,5931]
D(DLSP)_{t-1}	-0,6935 (1,5673) [-0,4425]							
U_{t-1}	-0,6737* (0,3688) [-1,8265]	-0,6068** (0,2739) [-2,2153]	-0,5845** (0,2408) [-2,4275]	-0,4668** (0,2231) [-2,0921]	-0,4476** (0,2056) [-2,1775]	-0,3862* (0,2051) [-1,8827]	-0,0832 (0,0532) [-1,5642]	
D(ICFMI)_{t-1}	0,0234 (0,0338) [0,6932]	0,0093 (0,0193) [0,4827]	0,0140 (0,0154) [0,9106]	0,0115 (0,0129) [0,8892]				0,0043 (0,0047) [0,9158]
SELIC_{t-1}	0,3258 (0,1994) [1,6340]	0,3025** (0,1529) [1,9792]	0,2938** (0,1280) [2,2950]	0,2348* (0,1302) [1,8027]	0,2087* (0,1135) [1,8382]	0,1782 (0,1208) [1,4749]		
IME_{t-1}	1,2784 (1,8654) [0,6853]	1,7388 (1,5391) [1,1298]	1,5338 (1,3046) [1,1757]	1,8037* (1,0835) [1,6648]	1,6848 (1,0601) [1,5893]	1,7986* (0,9851) [1,8259]	1,3053* (0,7058) [1,8495]	
R² ajustado	0,6940	0,6809	0,7011	0,7366	0,7672	0,7798	0,8914	0,9306
Estatística J	2,0429	2,6426	3,6125	3,9881	4,2346	4,3984	6,2487	9,9048
Prob. (J)	0,7279	0,7549	0,7289	0,7812	0,7524	0,8195	0,6194	0,4489
Instrument rank	13	13	13	13	13	13	13	13

Obs.: () para desvio padrão e [] para estatística t. (*) nível de significância de 10%, (**) 5% e (***) 1%. As variáveis instrumentais são $E(\pi)_{t-2}$, $d(e)_{t-2}$, $(SELIC)_{t-2}$, $d(ICFMI)_{t-2}$, $E(\pi)_{t-3}$, $d(e)_{t-3}$, $(SELIC)_{t-3}$, $d(ICFMI)_{t-3}$, $E(\pi)_{t-4}$, $d(e)_{t-4}$, $(SELIC)_{t-4}$ e $d(ICFMI)_{t-4}$. **Fonte:** Elaboração própria.

Tabela 11: Desvio da inflação (π): GMM com variável de ITE em análise de robustez (Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014)

Variáveis explanatórias	GMM							
	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4	Eq.5	Eq.6	Eq.7	Eq.8
C	-0,3524 (1,7745) [-0,1986]	-1,2511 (1,5345) [-0,8153]	-1,0348 (1,3479) [-0,7677]		-1,3641 (1,1366) [-1,2002]		-1,7929** (0,8356) [-2,1457]	
D(e)_{t-1}	-0,1841 (2,2115) [-0,0832]	-0,4370 (1,7530) [-0,2493]						
E(π)_{t-1}	-0,1220 (0,2924) [-0,4173]	0,0887 (0,2077) [0,4269]	0,0740 (0,2072) [0,3571]	-0,0287 (0,2034) [-0,1413]	0,1369 (0,1889) [0,7246]	0,0077 (0,1640) [0,0471]	0,2007** (0,0915) [2,1935]	0,1326*** (0,0378) [3,5093]
π_{t-1}	0,5490*** (0,2026) [2,7101]	0,5502*** (0,1918) [2,8683]	0,5265*** (0,1716) [3,0678]	0,4477** (0,1976) [2,2653]	0,6530*** (0,1488) [4,3875]	0,5703*** (0,1503) [3,7952]	1,0405*** (0,0541) [19,2505]	0,9000*** (0,0193) [46,5931]
D(DLSP)_{t-1}	-0,7005 (1,2954) [-0,5407]							
U_{t-1}	-0,5393** (0,2531) [-2,1309]	-0,4677*** (0,1770) [-2,6424]	-0,4800*** (0,1642) [-2,9223]	-0,5291*** (0,1862) [-2,8419]	-0,3339** (0,1453) [-2,2986]	-0,3834*** (0,1324) [-2,8961]	-0,0088 (0,0361) [-0,2435]	
D(ICFMI)_{t-1}	0,0234 (0,0285) [0,8212]	0,0096 (0,0163) [0,5893]	0,0122 (0,0139) [0,8783]	0,0144 (0,0159) [0,9058]				0,0043 (0,0047) [0,9158]
SELIC_{t-1}	0,2992* (0,1538) [1,9460]	0,2897** (0,1221) [2,3717]	0,2954*** (0,1113) [2,6542]	0,3089*** (0,1145) [2,6984]	0,2082** (0,0989) [2,1039]	0,2140** (0,0882) [2,4265]		
ITE_{t-1}	3,2700 (3,2154) [1,0170]	4,2542 (2,8778) [1,4783]	3,8698 (2,5493) [1,5180]	2,2243 (1,3745) [1,6182]	4,1176** (2,0543) [2,0044]	1,9606** (0,9752) [2,0105]	4,1144 (1,4791) [2,7818]	
R² ajustado	0,7508	0,7386	0,7416	0,7430	0,8043	0,8261	0,8701	0,9306
Estatística J	3,2226	3,6655	4,3099	4,3986	4,9467	5,3234	5,9672	9,9048
Prob. (J)	0,5213	0,5985	0,6348	0,7329	0,6665	0,7225	0,6509	0,4489
Instrument rank	13	13	13	13	13	13	13	13

Obs.: () para desvio padrão e [] para estatística t. (*) nível de significância de 10%, (**) 5% e (***) 1%. As variáveis instrumentais são $E(\pi)_{t-2}$, $d(e)_{t-2}$, $(SELIC)_{t-2}$, $d(ICFMI)_{t-2}$, $E(\pi)_{t-3}$, $d(e)_{t-3}$, $(SELIC)_{t-3}$, $d(ICFMI)_{t-3}$, $E(\pi)_{t-4}$, $d(e)_{t-4}$, $(SELIC)_{t-4}$ e $d(ICFMI)_{t-4}$. **Fonte:** Elaboração própria.

O resultado mais interessante na análise de robustez diz respeito ao papel da taxa de desocupação na determinação dos desvios inflacionários, que converge com o esperado pela Curva de Phillips na maior parte das especificações para os casos de ICK, IME e ITE. O sinal

é negativo e significativo estatisticamente na maior parte dos casos, variando de 10% a 1% e confiança. Ademais, para os casos em que a taxa de desocupação mostrou significância, o coeficiente de inércia inflacionária apresentou valores bem menores (0,44 a 0,67) do que os estimados com o uso de D(IBC) (0,87 a 0,99).

Um outro resultado diferente face às estimações anteriores foi a significância estatística encontrada para a Selic, na maior parte das especificações para os três índices de credibilidade. No entanto, o coeficiente estimado é positivo. Embora em contraste com a intuição econômica, isto possivelmente se deve à existência de defasagens nos efeitos da política monetária, de modo que uma elevação da taxa Selic é acompanhada no mês seguinte por um aumento do desvio inflacionário, dada sua inércia e enquanto os efeitos integrais da política monetária não são observados.

O índice de commodities do FMI não mostrou impactos sobre os desvios inflacionários, corroborando os resultados encontrados com o índice do BCB (IC-Br). Isto sugere que no período estudado a persistência dos desvios inflacionários não pode ser creditada a condicionantes externos, tais como a dinâmica dos preços de *commodities* e das variações cambiais.

Em relação aos índices de credibilidade, tanto ICK quanto IME e ITE apresentaram, em alguns casos, significância estatística, porém sempre com sinal positivo. Da mesma forma que o mencionado para a estimação com D(IBC), possivelmente o sinal positivo do coeficiente relacionado à credibilidade deve-se à presença de inércia dos desvios inflacionários, ainda que no caso das estimações com a taxa de desocupação tal inércia seja menor do que o estimado anteriormente. Além disto, nos casos em que a taxa de desocupação é significativa estatisticamente os coeficientes associados ao papel dos desvios das expectativas de inflação não apresentam significância estatística. Isto poderia sugerir uma ausência de ancoragem das expectativas inflacionárias nas metas anunciadas pelo BCB, de modo que os desvios inflacionários tornam-se mais *backward-looking*. Por fim, todas as estimações confirmaram, com base no teste J, a hipótese de correta especificação.

CONCLUSÕES

O presente trabalho fez um levantamento dos elementos teóricos que hipoteticamente explicam a presença de desvios de inflação no âmbito de um regime de política monetária conduzido para o alcance de metas inflacionárias. Após uma breve revisão da literatura empírica associada ao tema para o Brasil, foram implementadas regressões por MQO e GMM com séries temporais mensais de Janeiro de 2003 a Dezembro de 2014.

As estimações realizadas inicialmente mostraram, diante do uso alternativo de três índices de credibilidade disponíveis na literatura, a existência de uma elevada persistência dos desvios inflacionários no período estudado. A contrapartida deste fenômeno de expressiva inércia dos desvios correntes foi a estimativa de efeitos fracos dos desvios de expectativas inflacionárias, apontando para um processo inflacionário essencialmente *backward-looking* na economia brasileira. Esse mesmo processo seria então responsável pela ausência de efeitos esperados a partir da credibilidade da política monetária. Por outro lado, a ausência de correlação significativa estatisticamente entre a *dívida líquida do setor público/PIB* e os desvios inflacionários aponta para ausência do efeito sugerido pela *teoria fiscal do nível de preços*.

A análise de robustez trouxe resultados que agregaram às conclusões deste trabalho, uma vez que observou-se a presença do *trade-off* de curto prazo entre a taxa de desocupação e os desvios de inflação. Isto indica que o BCB pode explorar o canal da atividade econômica e da taxa de desemprego para eliminação dos desvios inflacionários.

Uma possível extensão desta pesquisa pode ser feita no sentido de testar determinantes da inércia estimada para os desvios de inflação. Isto poderia ser feito com base no uso do filtro de Kalman, aplicado sobre as regressões estimadas neste trabalho, a fim de extrair o comportamento temporal do coeficiente de inércia dos desvios. A partir disto, a implementação de novas regressões ou mesmo de um *Vetorial Auto-regressivo* poderia identificar quais variáveis afetam temporalmente a trajetória da inércia dos desvios inflacionários no período recente.

REFERÊNCIAS

ALICHI, A.; CHEN, H.; CLINTON, K.; FREEDMAN, C.; JOHNSON, M.; KAMENIK, O.; KISINBAY, T.; LAXTON, D. Inflation Targeting under Imperfect Credibility. *IMF Working Paper*, v. 9, n. 94, p. 1-30, abr. 2009.

ARESTIS, P. & SAWYER, M. The New Consensus Macroeconomics : an unreliable guide for policy. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 26, n. 50, p. 275-297, set. 2008.

ARGOV, E.; EPSTEIN, N.; KARAM, P.; LAXTON, D; ROSE, D. Endogenous Monetary Policy Credibility in a Small Macro Model Of Israel, *IMF Working Paper*, v. 07, n. 207, 2007.

ARIDA P. et al. *Inflação zero – Brasil, Argentina e Israel*. 9 ed. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1986. 96 p.

BALL, L. Efficient rules for monetary policy. *NBER*, v. 2, n. 1, p. 63-83, jan. 1997.

BALL, L. Policy rules for open economy. *NBER*, p. 127-156, abr. 1999.

BALL, L.; MAZUMBER, S. A Phillips Curve with Anchored Expectations and Short-Term Unemployment. *NBER*, p. 1-33, nov. 2014.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Histórico de metas para a inflação no Brasil. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/Pec/metas/TabelaMetaseResultados.pdf>>. Acesso em: 16 dez. 2014.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Sistema Gerenciador de Séries Temporais. Disponível em:<<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 24 de mar. 2016.

BARRO, R. & GORDON, D. B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *NBER*, v. 12, n. 1, p. 101-121, jul. 1983.

BASSETTO, M. Fiscal Theory of the Price Level. *NBER*, p.1-7, 2008.

BAUER, M. What moves the Interest Rate Term Structure? *FRBSF Economic Letter*, v. 34, p. 1-5, nov. 2011.

BELIVAQUA, A. S.; LOYO, E. Brazil's stress test of inflation targeting. *BIS Papers*, n. 23, p. 98-108, 2005.

BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. *NBER*, n. 10389, p. 1-35, mar. 2004.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A. & WERLANG, S. C. Implementing inflation targeting in Brazil. *BCB Working paper series*, n. 1, Central Bank of Brazil, jul. 2000.

BOFINGER, P.; MAYER, E., ;WOLLMERSHÄUSER, T. The BMW Model: A New Framework for Teaching Monetary Economics. *Journal of Economic Education*, n. 1, p. 98-117, 2006.

BRAINARD, W. C. Uncertainty and the effectiveness of policy. *The American Economic Review*, v. 57, n. 2, p. 411-425, mai. 1967.

BRESSER-PEREIRA, L. C. *Macroeconomia da estagnação*. 1. ed. São Paulo: Editora 34, 2007. 325 p.

BUCHANAN, J. M. Barro on the Ricardian Equivalence Theorem. *Chicago Journals*, v. 84, n. 2, p. 337-342, abr. 1976.

CARVALHO, J. L. Análise de séries de tempo e modelo de formação de expectativas. *Ensaios econômicos da EPGE*, n. 7, p. 1-23, 1973.

CLARIDA, R.; GALÍ, J. & GERTLER, M. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, v. 37, p. 1661-1707, dez. 1999.

CECCHETTI, S. & KRAUSE, S. Central Bank structure, policy efficiency and macroeconomic performance: Exploring empirical relationships. *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, v. 84, p.47-59, 2002.

CONTADOR, C. R. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária: comentários. *Pesq. Plan. Econ.*, v. 12, n. 2, p. 607-614, ago. 1982.

CRAGG, J.G. More efficient estimation in the presence of heteroscedasticity of unknown form. *Econometrica*, v. 51, n. 3, p. 751-763, maio.1983.

CYSNE, R. P. A Relação Phillips no Brasil: 1964-66 x 1980-1984. *Rev. bras. Econ.*, v. 39, n. 4, p. 401-422, out./dez. 1985.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. Inflation targeting and debt: lessons from Brazil. *NBER*, n. 10390, p. 1-23, mar. 2004.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. Índice de preços de commodities. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>> Acesso em: 28 de abr. 2016.

GADELHA, S. R. B., DIVINO, J. A. Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade. *Econ. Aplic.*, v. 12, n. 4, p. 659-675, out./dez. 2008.

GAGLIANONE, W. P.; GUILLÉN, O. T. C.; FIGUEIREDO, F. M. R. Local Unit Root and Inflationary Inertia in Brazil. *Bacen Working Paper Series*, n. 406, p. 1-49, nov. 2015.

GRAMINHO, F. M. Sentimento e Macroeconomia: uma análise dos índices de confiança no Brasil. *Bacen Working Paper Series*, n. 408, p. 1-19, nov. 2015.

GIAMBIAGI, F. Política fiscal no governo Lula em perspectiva histórica: qual é o limite para o aumento do gasto público? *IPEA*, n. 1169, p. 1-53, mar. 2006.

GOLDJAIN, I. Há Razões para Duvidar de Que a Dívida Pública no Brasil é Sustentável? *Notas técnicas do BACEN*, n. 25, p. 1-26, jul. 2002.

GOMES, C. & HOLLAND, M. Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil. *Economia*, v.4, n. 2, p. 333-361, jul./dez. 2003.

GRUBEN, W. C.; WELCH, J. H. Is tighter fiscal policy expansionary under fiscal dominance-Hypercrowding out in Latin America. *Federal Reserve Bank of Dallas*, n. 205, p. 1-25, 2005.

GUILLÉN, D.; GARCIA, M. Expectativas desagregadas, credibilidade do Banco Central e Cadeias de Markov. *Rev. Bras. Econ.*, v. 68, n.2, p. 197-223, abr./jun. 2014.

GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. 4 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812 p.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 1029-1054, jul. 1982.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. IPCA. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultseriesHist.shtm> Acesso em: 24 de mar. 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Mensal de Emprego. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoerendimento/pme_nova/defaulttab_hist.shtm> Acesso em: 28 de abr. 2016.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. IPEADATA Macroeconômico. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 03 jan. 2015.

KING, M. How should central banks reduce inflation? Conceptual issues, *Economic Review – Federal Reserve Bank of Kansas City*, 4th Quarter, v. 81, n. 4, p.25–52, 1996.

KUMHOF, M.; NUNES, R.; YAKADINA, I. Simple Monetary Rules Under Fiscal Dominance. *Board of Governors of the Federal Reserve System*, n. 937, p. 1-32, jul. 2008.

LALONDE, R. *Endogenous Central Bank Credibility in a Small Forward Looking Model of the U.S. Economy*, Bank of Canada, Working Paper No. 2005-16, 2005.

LEMGRUBER, A. C. A inflação brasileira e a controvérsia sobre a aceleração inflacionária. *Rev. bras. Econ.*, v. 27, n. 4, p. 31-50, out./dez. 1973.

LOPES, F. L. Inflação e nível de atividade no Brasil: um estudo econométrico. *Pesq. Plan. Econ.*, v. 12, n. 3, p. 639-670, dez. 1982.

MARINS, J. T. M.; ARAUJO, G. S.; VICENTE, J. V. M. As Atuações Cambiais do Banco Central Afetam as Expectativas de Mercado? *Bacen Working Paper Series*, n. 393, p. 1-25, ago. 2015.

MARQUES JUNIOR, K. Há dominância fiscal na economia brasileira? Uma análise empírica para o período do Governo Lula. *Indic. Econ. FEE*, Porto Alegre, v. 38, n. 1, p. 63-80, 2010.

MENDONÇA, H. F. Dívida Pública e Estabilidade de Preços no Período Pós-Real: Explorando Relações Empíricas. *Est. Econ.*, v. 34, n. 2, p. 345-368, abr./jun. 2004.

MENDONÇA, H. F. Mensurando a credibilidade do regime de metas inflacionárias no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 3, p. 344-350, jul./set. 2004.

MENDONÇA, H. F. Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. *Revista de Economia Política*, v. 27, n. 3, p. 431-451, jul./set. 2007.

MENDONÇA, H. F; VEIGA, I. S. Financial openness and inflation targeting: an analysis for the unpleasant fiscal arithmetic. In: XL ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, Porto de Galinhas, 2012. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao/files_I/i4-45b25d4f47d8ea326f4691511028e06c.pdf>. Acesso em: 10 de out. 2015.

MENDONÇA, H. F; TOSTES, F. S. Credibility on Pass-through in Brazil. In: XLII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, Natal, 2014. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro/2014/submissao/files_I/i4-46715482425b2ceb8a96bb80e04984ee.pdf>. Acesso em: 18 de mar. 2016.

MENDONÇA, M. J. C.; SANTOS, C. H, M; SACHIDA, A. Revisitando a Função de Reação Fiscal no Brasil Pós-Real: Uma Abordagem de Mudanças de Regime. *Estudos Econômicos*, v. 39, n. 4, p. 1-20, out./dez. 2009.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDJAIN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. *BACEN Working Papers*, n. 53, p. 1-47, nov. 2002.

MISHKIN, F. S. International experiences with different monetary regimes. *NBER working paper series*, n. 7044, mar. 1999.

MODENESI, A. Efeito convenção e inércia na Taxa Selic: uma estimativa da função de reação do BCB (2000-2007). In: I ENCONTRO INTERNACIONA DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA, 2008. Disponível em: <<http://www.ppge.ufrgs.br/akb/encontros/2008-new/20.pdf>>. Acesso em: 20 de mar. 2014.

MONTES, G. C.; TIBERTO, B. P. Gestão da dívida pública, reputação fiscal e risco país: Evidências empíricas para o Brasil. *Planejamento e Política Públicas*, n. 44, p. 343-373, jan./jun. 2015.

MOREIRA, R. R. Superávit primário, dívida pública e taxa de juros no Brasil recente (2000-2005): uma perspectiva crítica. *Pesquisa & Debate*, v. 18, n. 1, p. 49-65, 2007.

MOREIRA, R. R. O tripé inflation targeting, superávits primários e flutuação cambial: análise de regimes alternativos sob choques de oferta e cambiais. In: IV ENCONTRO INTERNACIONA DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA, Rio de Janeiro, 2011. p. 1-21.

MOREIRA, R. R. The Central Bank's endogenous and non-linear credibility in a dynamics stochastic general equilibrium model: theory and a small computational simulation. *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, v. 3, p. 2, 2013a.

MOREIRA, R. R. Expected inflation, lagged inflation and the Central Bank's credibility: time-varying and VAR analysis for the recent Brazilian case. *The Empirical Economics Letters*, v. 12, p. 619-628, 2013b.

MOREIRA, R. R. Some Notes on a Commodities Net-Exporting Economy: Exchange Rate, Consumer Inflation and Monetary Policy. *Economics and Finance Review*, v. 3, n. 8, p. 26 – 30, jun. 2014a.

MOREIRA, R. R. Commodities Prices Volatility, Expected Inflation and GDP Levels: an Application for a Net-exporting Economy. *Procedia Economics and Finance*, v. 14, p. 435 – 444, nov. 2014b.

MOREIRA, R. R. Reviewing Taylor rules for Brazil: was there a turning-point? *JEPE*, v. 2, n. 2, p.276-289, jun. 2015.

PIRES, M. C. C. Meta ótima para a inflação em um contexto de dívida pública elevada. *IPEA*, n. 1152, p. 1-17, jan. 2006.

POOL, W. Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 84, v. 2, p. 197-216, mai. 1970.

POOL, W. A Policymaker Confronts Uncertainty. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, v. 80, n. 5, p. 3-8, set./out. 1998.

PONZONI, G. A.; ZILLI, J. B. Unemployment and Inflation: An Estimated Phillips Curve for Brazil (2002-2014). *Journal of Finance and Economics*, v. 3, n. 5, p. 77-85, 2015.

REINHART, C.M.; K.S. ROGOFF. Serial Default and the “Paradox” of Rich-to-Poor Capital Flows, *NBER Working Paper*, n. 10296, p. 1-15, fev. 2004.

ROCHA, F. & SILVA, E. P.; Teoria fiscal do nível de preços: um teste para a economia brasileira no período 1966-2000. *IPEA*, v. 34, n. 3, p. 419-435, 2004.

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to a monetary target. *Quarterly Journal of Economics*, v. 100, n. 4, p. 1169-1189, nov. 1985.

SARGENT, T. J. & WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, v. 5, n. 3, p. 1-18, 1981.

SHUETRIM, G. & THOMPSON, C. The implications of uncertainty for policy monetary. *Reserve Bank of Australia*, v. 10, p. 1-32, nov. 1999.

SICSÚ, J. Credibility monetary policy: a post Keynesian approach. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 23, n. 4, 2001.

SILVEIRA, J. J. & LIMA, G. T. *Conquering Credibility for Monetary Policy under Sticky Confidence*. IN: 42º Encontro Nacional de Economia. Natal: ANPEC, 2014.

SOARES, J. J. S. & BARBOSA, F. H. Regra de Taylor no Brasil: 1999 – 2005. Encontro ANPEC, p. 1-19, 2006.

SVENSSON, L. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets, *European Economic Review*, v. 41, p. 1111–1146, 1997.

TAJRA, H. F. Curva de Phillips na economia brasileira: 1994 a 1999. *Revista Múltipla*, v. 5, n. 8, p. 64-76, 2000.

TEJADA, C. A. O.; RIANCIARO NETO, A; LEAL, R. A. Credibilidade não linear para as metas de inflação no Brasil. In: XLI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, Foz do Iguaçu, 2013. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i4-68462b207414993853c2da1f52539d01.pdf>. Acesso em: 18 de mar. 2016.

VELOSO, G. O.; FEISTEL, P. R; HOECKEL, P. H. O.; CASAGRANDE, D. L.; SANTOS, C. A. P. A Curva de Phillips: Uma análise da economia brasileira de 2002 a 2012. *Revista Economia & Tecnologia (RET)*, v. 9, n. 2, p. 05-19, abr./jun. 2013.

WOODFORD, M. Fiscal requirements for price stability. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 33, n. 3, p. 669-728, ago. 2001.

WOOLDRIDGE, J. M. Applications of generalized method of moments estimation. *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 4, p. 87–100, 2001.

APÊNDICE

Gráfico 2 – Desvios de inflação

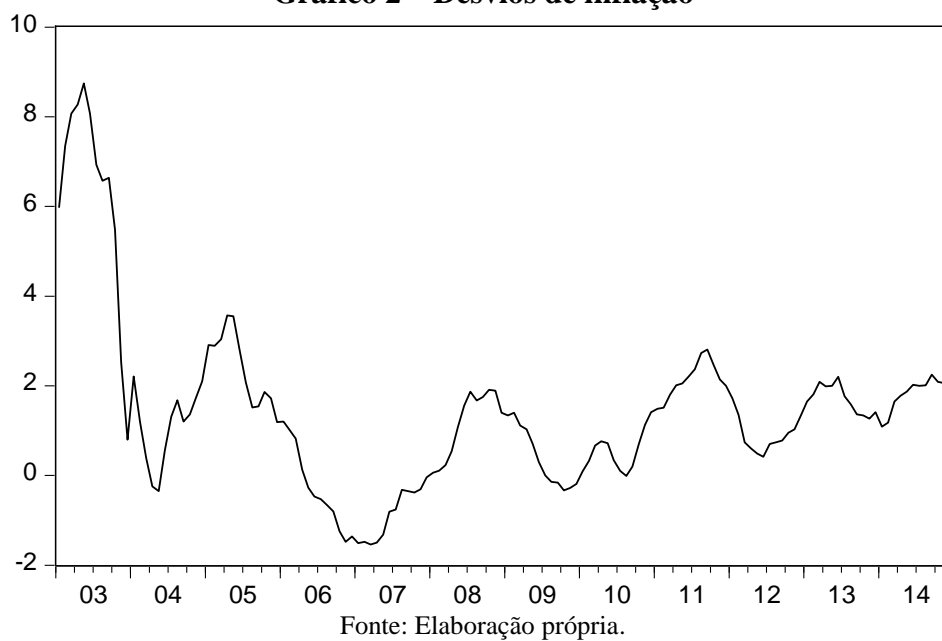


Gráfico 3 – Desvios de expectativa de inflação

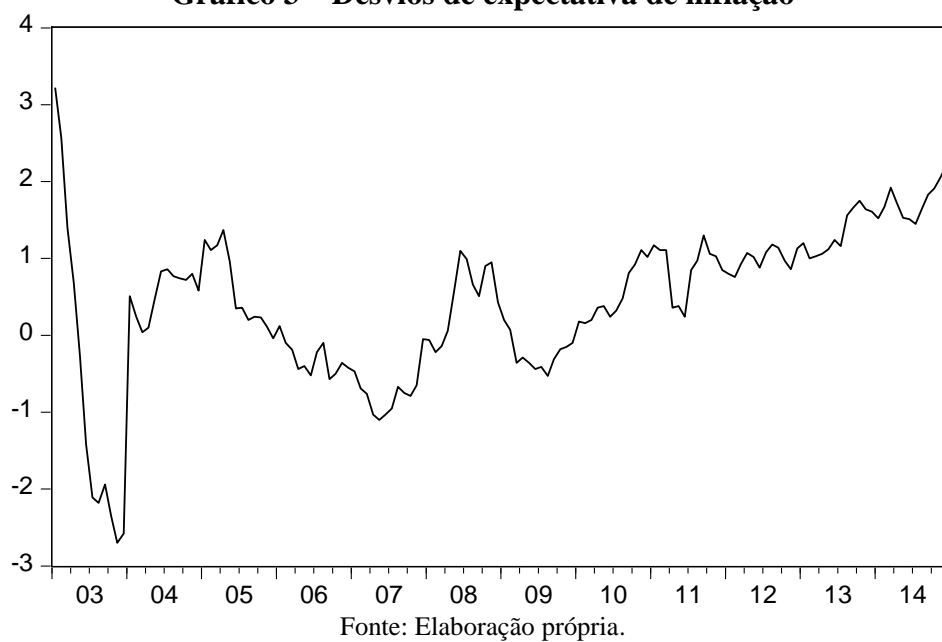
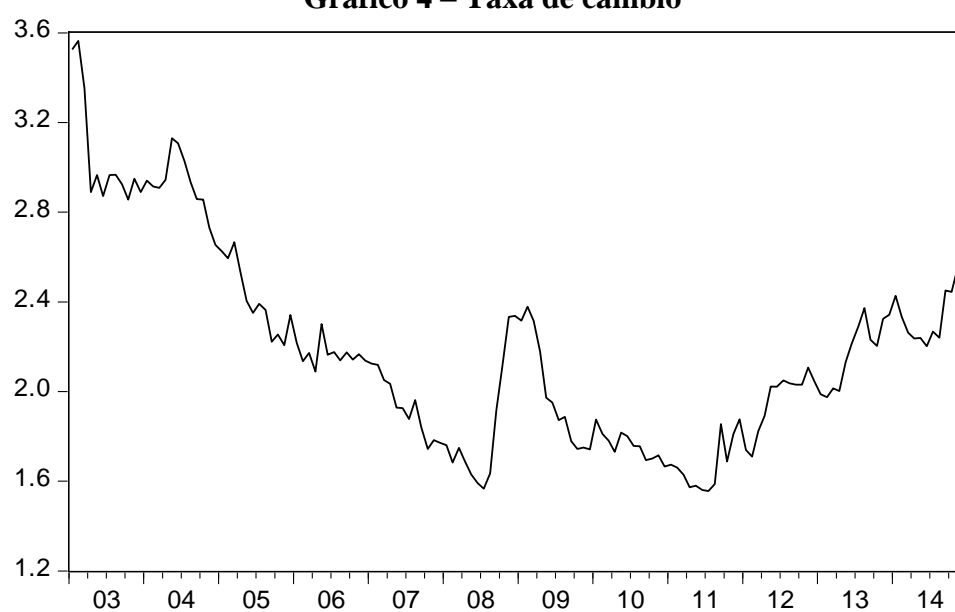
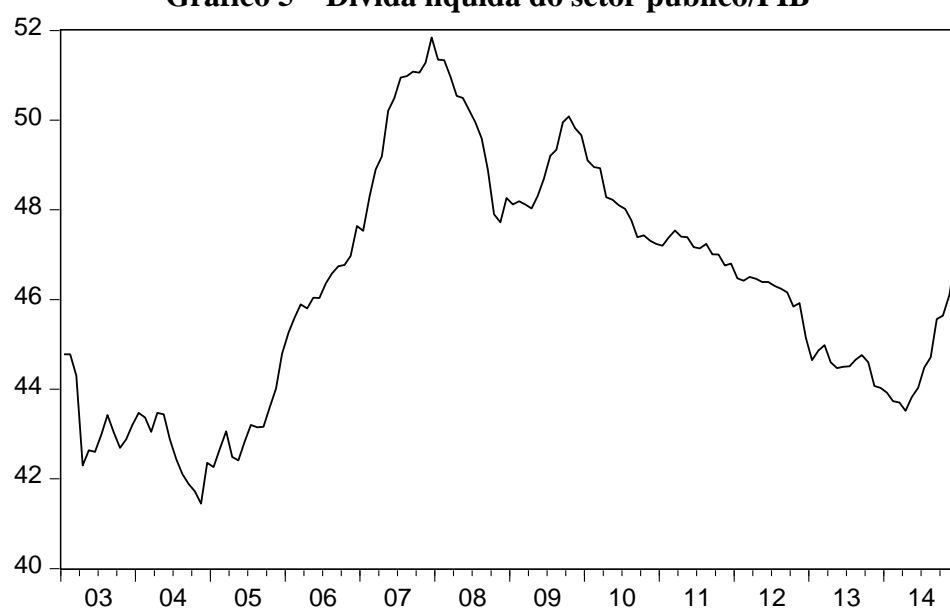


Gráfico 4 – Taxa de câmbio



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 5 – Dívida líquida do setor público/PIB



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 6 – IC-Br

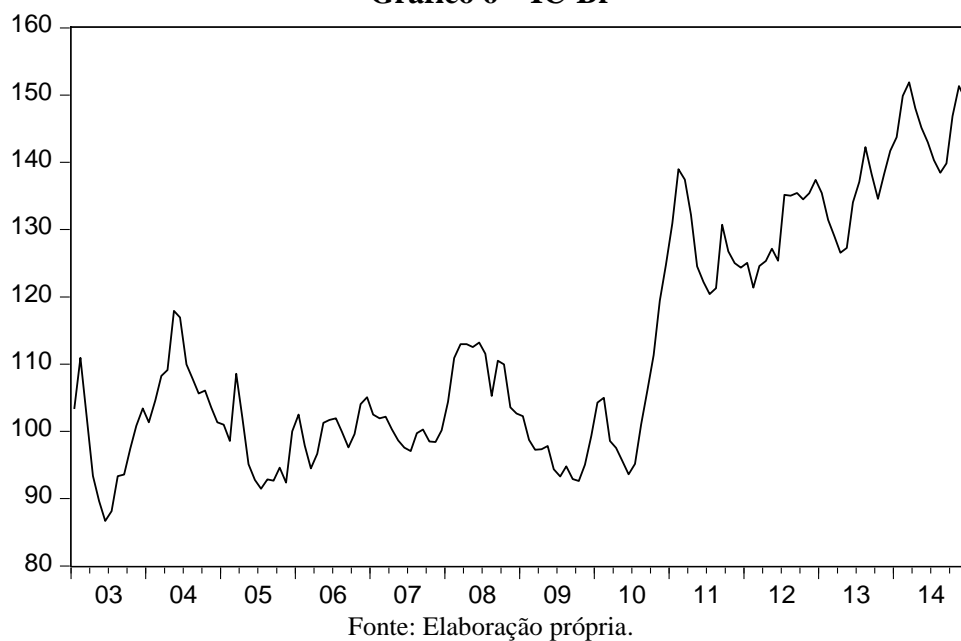


Gráfico 7 – IC-FMI

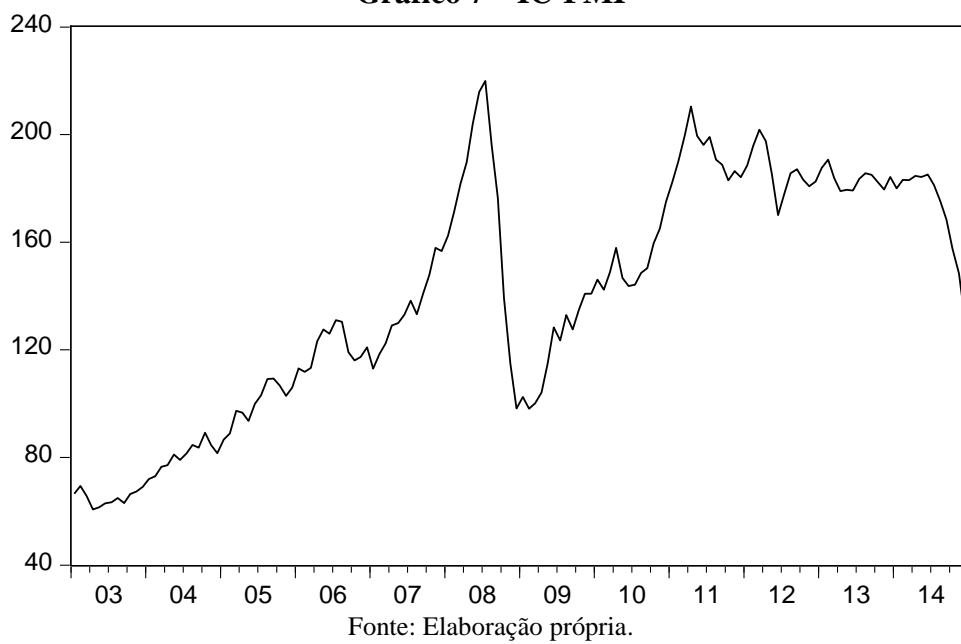
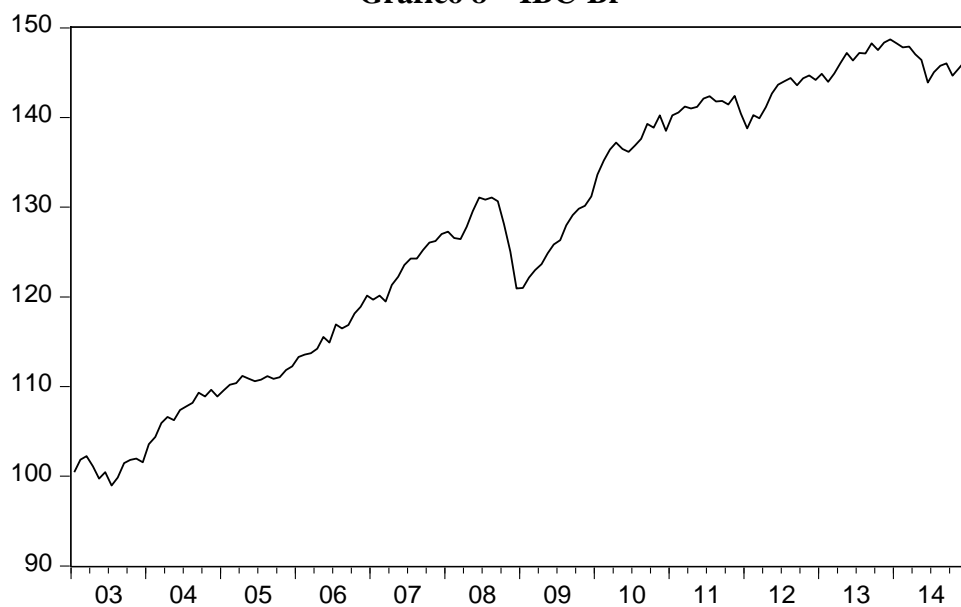
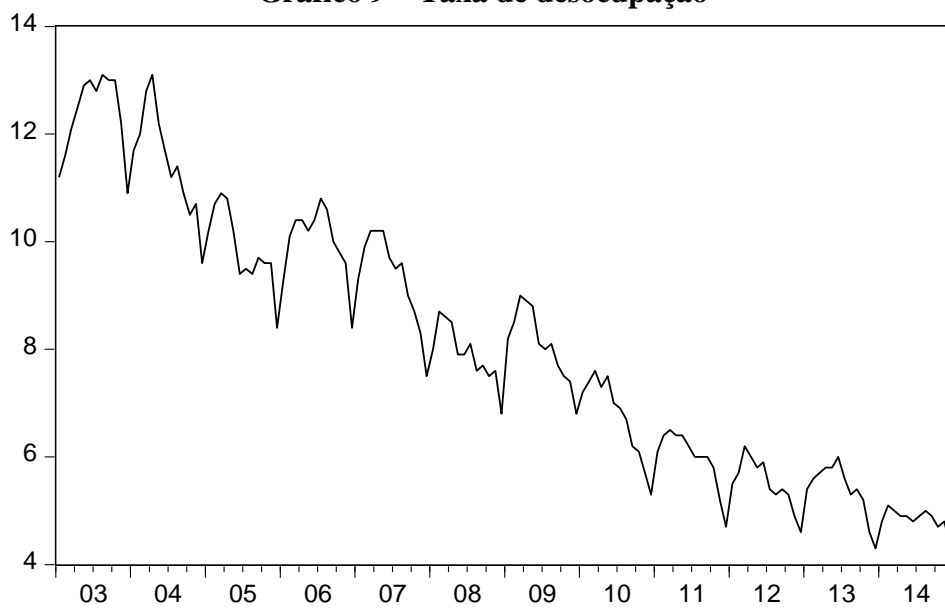


Gráfico 8 – IBC-Br



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 9 – Taxa de desocupação



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 10 – Taxa SELIC

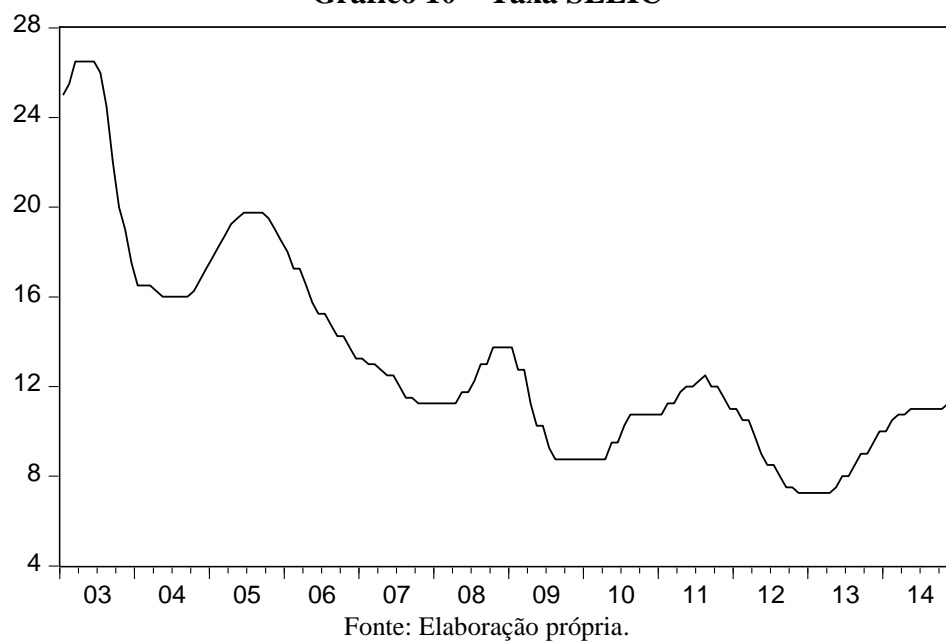


Gráfico 11 – Índice de credibilidade de Tejada et al. (2014)

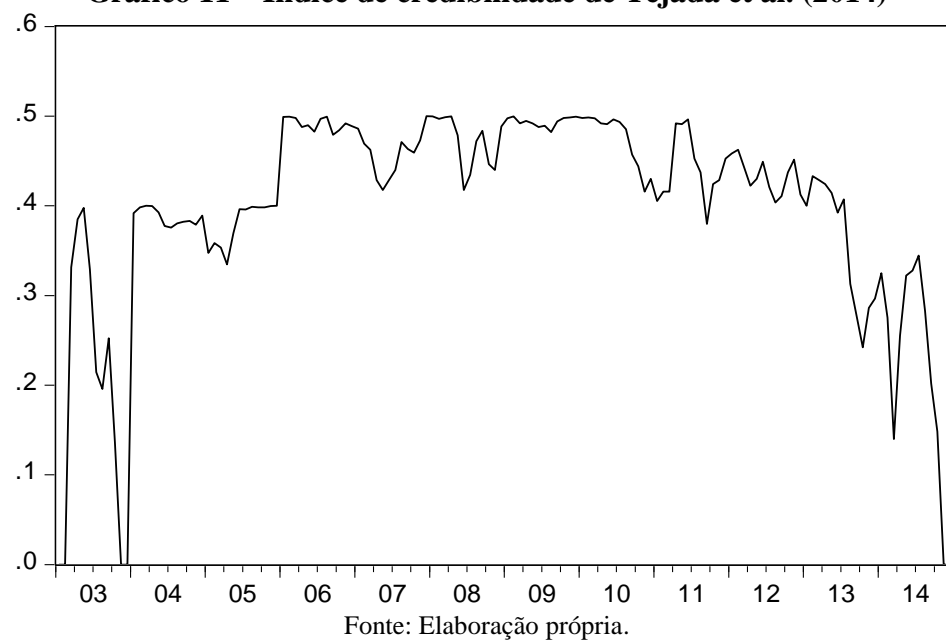
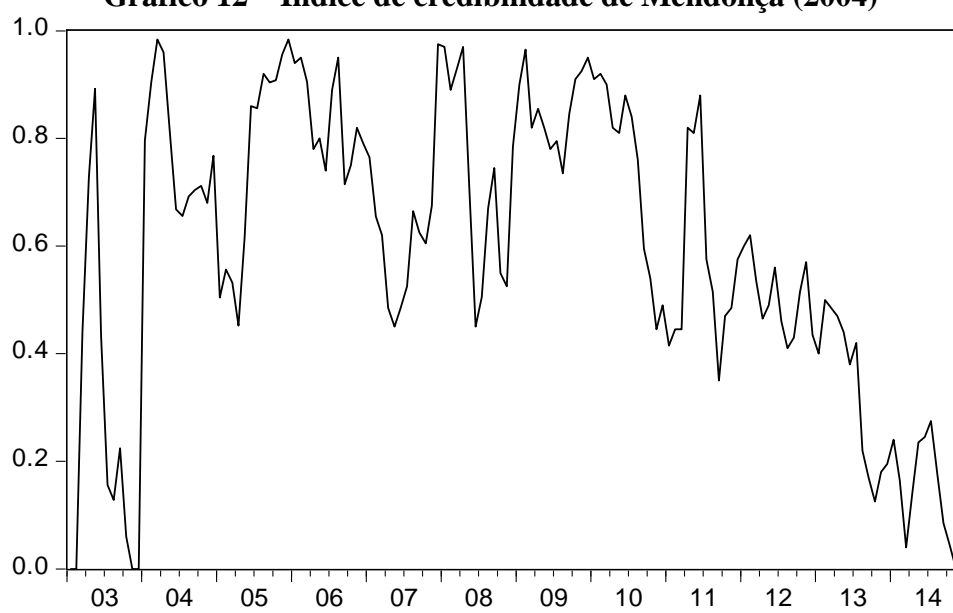
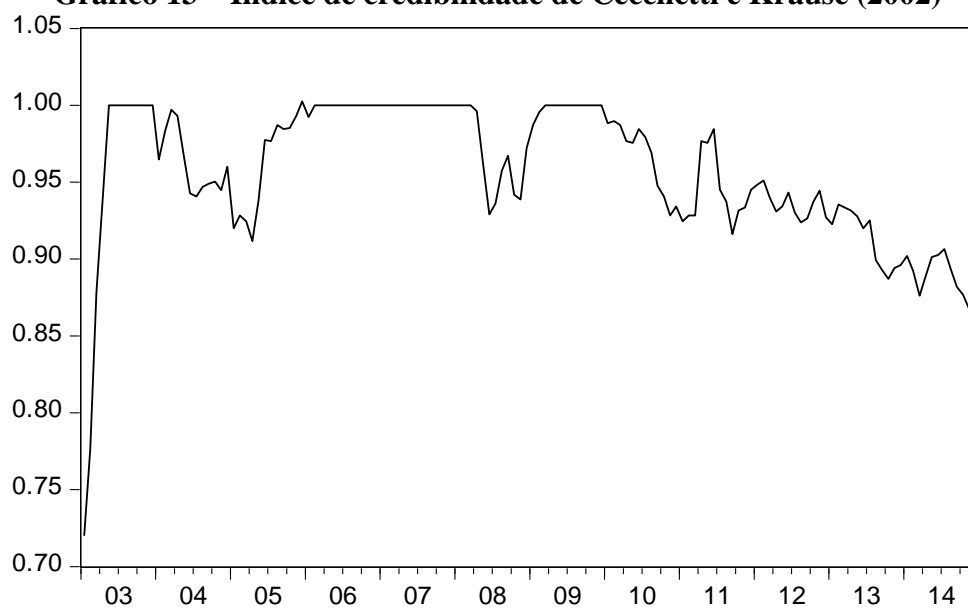


Gráfico 12 – Índice de credibilidade de Mendonça (2004)



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 13 – Índice de credibilidade de Cecchetti e Krause (2002)



Fonte: Elaboração própria.